

臺灣銀行季刊

第六十七卷第三期（中華民國 105 年 9 月）

論 著

- 臺灣銀行業者至中國大陸投資之風險考量構面
..... 高立翰、沈大白 1
- 銀行併購之風險效益研究 --- 臺灣實證分析
..... 王錦瑩、李宜珈 25
- 臺灣對外貿易之區域結構分析，1989-2014
..... 吳慧瑛 42
- 觀光旅遊與經濟成長的因果關係：臺灣的實證研究
..... 陳鳳琴 71
- 臺灣「牛熊證」之流動性調整風險值研究
..... 蔡垂君、張員盛 96

臺灣銀行業者至中國大陸投資之風險考量構面

高立翰*、沈大白**

摘 要

為瞭解臺灣銀行業者至中國大陸投資之風險考量構面，本研究利用因素分析法及焦點座談法，分別就量化及質化資料進行分析。在以中國大陸銀行業現有之財務資料進行的量化分析結果顯示，現有中國大陸市場的量化經營風險指標，受到銀行屬性及業務成長的影響較為顯著。而從中國大陸市場量化分析結果為基礎之訪談中，臺灣銀行業者及大陸相關機構之討論意見則指出，對於未來投資除了可能受到前述量化因素的影響以外，臺灣銀行業者更重視中國大陸對於行業監理約束，以及兩岸市場競爭開放的程度。綜合以上結果，建議臺灣銀行業者對目前中國大陸銀行業的經營風險，與未來市場投資的考量上，應綜合上述影響因素，以彙整各類風險形成之可能來源。

關鍵字：中國大陸、銀行業、風險指標、因素分析、焦點座談

JEL 分類代號：G11, G21, G31

* 東吳大學會計學系助理教授

** 東吳大學會計學系教授

壹、緒論

自中國大陸改革開放以來，其經濟成長的表現吸引了各國的資金流入投資，而隨著兩岸交流活動日益活絡，亦使得臺灣對中國大陸的貿易依存度愈來愈高。在兩岸市場發展逐漸成熟的態勢下，於 2010 年所簽訂兩岸經濟合作架構協議 (ECFA)，更開啟了海峽兩岸之間密切經貿交流的大門。至此，中國大陸的金融市場風險，未來將更直接或間接影響臺灣的經濟發展，而臺灣相關金融業者的經營目標，也將不僅侷限於本地市場之中。

由於金融市場的全球化，交易形態日漸複雜，導致金融業者所面臨的風險與日俱增，而金融市場中又以掌管大部分資金流通的銀行業最為重要。隨著中國大陸市場的改革開放，其銀行業的發展亦歷經許多變革，但近十年來才出現較完善的銀行監管制度，以配合其經濟迅速擴張之趨勢。然過去幾年的幾項金融案件，則顯現出中國大陸在監管方面的不足，如 2011 年爆發的濟南齊魯銀行票據詐騙案件，以及 2014 年上半年以來，中國大陸銀行業所普遍出現不良貸款餘額和不良貸款率「雙升」的情況，導致企業間的互聯互保現象相對普遍，並使得本身營運正常的企業，可能因此被捲入銀行信貸擔保，而受到牽連而面臨倒閉的潛在危險 (馬欣，2014)。在這樣情況下，若中國大陸的經濟大環境受到衝擊，則可能會產生連環效應，並導致一連串的銀行經營危機。

另一方面，中國大陸銀行的新興業務型態，也可能引發不同程度的經營危機。如謝明瑞與張高峯 (2014) 認為中國大陸銀行業正面臨融資結構過度依賴間接金融，以及資源集中在大型銀行的問題。此類現象不利於中小型銀行發展，且因中小型銀行因無法有效被中央監管，亦容易發生舞弊事件。此外，近年來中國大陸銀行業放款主要集中在大型國有企業，使得中小企業無法取得融資，只好轉向影子銀行。但若企業過於依賴影子銀行，則國家經濟除無法穩定健全的發展以外，也可能因風險過高而形成另外一波的資金運用問題。在此類業務所產生的風險與創造的績效權衡之下，進入中國大陸進行銀行業投資，是否能獲得穩定的經營成果，對於不熟悉市場的新進業者而言，將是一項嚴峻的挑戰。

近年來臺灣經濟成長趨緩，公司在獲利空間縮小的情況下，無不尋求對外發展的機會，而兩岸經貿合作日漸頻繁，正提供了臺灣銀行業到中國大陸發展的機會。然而在中國大陸開設營業據點的條件嚴格，且臺灣銀行業在中國大陸發展時間短、缺乏經驗，至 2014 年底為止，臺灣業者在大陸經營的機構僅只有 18 家分行、8 家支行、2 家子行和 4 個辦事處。又相較於歐美國家，中國大陸金融體系仍在發展中，許多管理體制、法律規定並未跟上其經濟發展的腳步，存在許多潛在風險。因此，若能從中國大陸銀行業的經營資料中，獲取影響其風險與績效的重要因素，並從中分析其可能之成因，此類資訊將

會有助於臺灣銀行業者到大陸投資策略的訂定。

有鑑於此，本研究首先蒐集中國大陸銀行業的相關財務資料，透過因素分析的主成分分析 (Primary Component Analysis, PCA) 模式，萃取出可衡量中國大陸銀行業風險與績效之共同因素，並藉由迴歸模型估計影響中國大陸銀行業經營風險指標的顯著共同因素。其次，根據前述迴歸估計結果中具有顯著影響的共同因素，對目前已在中國大陸設立分行機構的業者，以及中國大陸當地的產學機構，進行高階主管的焦點訪談，並將各項意見與結果彙整為可能影響投資中國大陸金融業之量化及質化考量構面，以提供現有及未來欲赴中國大陸投資之臺灣銀行業者，在經營管理與業務拓展上的參考建議。

本研究在學術上的主要貢獻，除了同時運用量化與質化方法，蒐集目前中國大陸銀行及臺灣相關業者的資料以外，也將過去單純以財務資料進行分析的方式，進一步嘗試以收斂後的估計結果，做為專家焦點訪談的基礎。此一方式除可免除過於發散的專家討論以外，也可就現有市場問題集中交換意見，減少因不同討論基礎不同所產生的共識差異問題。而在實務的貢獻上，則提供了目前有意向中國大陸進行投資或設置據點的業者，在風險考量下的投資策略建議。

貳、文獻回顧

一、大陸銀行業相關經營問題

目前中國大陸金融體系分為三大類別，銀行、非銀行金融機構、合作金融機構。政策方面由中國人民銀行領導，監督與管理則由中國銀行監督委員會負責。在基於現有中國大陸銀行業的組成結構上，業者可能在制度、規模與經營項目上存有一定程度的差異。因此高德勝 (2009)、韋紅鮮與陸昱江 (2014)，以及謝明瑞與張高峯 (2014) 等研究中，均指出不同面向的銀行業經營問題。本研究進一步歸納上述文獻，將中國大陸銀行業面臨的問題綜整為以下三項：

(一) 管理制度問題

由於中國大陸市場屬新興市場，且其體制變化大，導致整體金融機構的管理制度並未相對成熟。雖然近年鼓勵外資進入市場，但在基於保護主義的考量下，對外資機構的設立門檻仍要求甚多，導致外資時常無法達到標準在中國大陸發展。¹ 在缺乏經營主導權的情況下，使外資投資意願不高，此一現象並不有利於中國大陸金融業的拓展與成長。

(二) 結構性問題

¹ 對於外資機構而言，中國大陸訂有《境外金融機構投資入股中資金融機構管理辦法》，即單一外資銀行取得股權的上限 20%、全體外資銀行股權上限不得超過 25% 的限制。

中國大陸金融市場的融資結構不均衡，主要原因可能來自於過度依賴間接金融。由於過去資源大部分集中在大型商業銀行，使得中小型銀行發展不易，雖然中國大陸銀行制度經過多次改變已有大幅改善，但是中小型銀行的監管相較於大型商業銀行，管控程度力道偏弱，增加了中小型銀行舞弊的機會。由於中小型銀行往往具有地域性，多由地方政府管理，銀監會無法有效監督，導致這些中小型銀行的信用風險和作業風險極高。

(三) 經營環境問題

過去幾年的經濟快速成長，使得中國大陸的資金流動數量龐大，也帶動了房地產投資的風潮。但在中國大陸政府強力控制的情況下，房地產市場未來可能產生泡沫化。根據銀監會「2013年金融機構貸款投向統計報告」，許多家庭貸款超過家庭收入所得60%，且主要金融機構的人民幣房地產貸款餘額14.61兆元，亦占同期各項貸款增量的28.1%。中國大陸為因應此風險，金融機構案件防控越來越嚴苛，無形中也會導致費用的增加。另一方面，除了近來銀行業「資產表外化」的潛藏風險以外，中國大陸中小企業因融資不足產生的錢荒問題，也使銀行流動性風險有增加的趨勢。若中小企業過於倚靠影子銀行，則可能會影響整個金融體系的穩定。

除了上述的三項問題以外，李維安(2014)的研究亦認為，在現有體制下中國大陸銀行的營運上仍存在許多非制度化問題，如行政干預嚴重、經營效率低落、原有體制及其弊端，以及組織結構上的問題並沒有隨著改革而真正解決。此外，銀行風險管理和內部控制制度不完善，也可能造成經營風險日益提高。

二、銀行風險影響因素之衡量方式

如何有效的衡量銀行風險，在過去文獻中一直都是熱門議題。隨著金融交易日漸複雜，資訊流通快速，使用單一因子進行衡量，已無法客觀呈現銀行目前所面臨的風險。而根據新巴賽爾協定(以下簡稱Basel II)的要求，銀行風險控管能力的判定上可分為三大支柱(three pillars)，分別為最低資本適足要求、監察審理程序，以及市場紀律。而各支柱中對於經營規範的要求，即成為銀行進行風險管理的依據。但在2007年所發生的美國次貸危機，與2008年美國雷曼兄弟公司倒閉所引發的金融危機，則再度暴露某些銀行風險管理上所缺乏的因素，為此，巴塞爾銀行監理委員會(BCBS)於2010年末進一步發布Basel III，其中除修正了資本定義、提高資本適足率的要求、擴大監管資本風險覆蓋範圍，並提出以槓桿率(leverage ratio)作為資本適足率指標的有效補充外，亦設立了流動性風險管理框架。

在基於Basel III的風險類別，以及過去文獻在衡量銀行風險的看法上，本研究彙整出各風險衡量因素及風險與各因素之間的關係，以作為本研究後續進行因素分析之變數蒐集基礎。

(一) 信用風險 (Credit Risk)

信用風險是銀行的借款人或交易對象無法履行其合約義務的違約風險，亦即債務人無法償債的可能性。在過去研究中，Agusman, Monroe, Gasbarro and Zumwalt (2008) 將貸款毛額對總資產的比率以及貸款損失準備對貸款毛額的比率，來作為信用風險的代理變數。Haq, Faff, Seth and Mohanty (2014) 在其研究中對於信用風險之衡量，則使用不良貸款除總資產的比率 (Non-performing loans/total assets)。

(二) 作業風險 (Operation Risk)

根據巴賽爾資本協定的定義，作業風險是指起因於內部作業、人員及系統之不當或失誤，或因外部事件造成損失之風險。此定義包括法律風險，但排除策略及信譽風險 (strategic and reputational risk)。產生作業風險的原因是銀行內部控制不佳而造成的損失，如員工疏忽或舞弊、系統錯誤等原因。針對銀行經營風險的衡量，Haq et al. (2014) 在其研究中是採用各年度每週銀行股票報酬變異數 (The variance of the weekly bank stock returns in each year) 進行衡量。而在一般銀行的財務報表中，則是直接以作業損失等科目來作為此類作業失誤所產生的費用。

(三) 市場風險 (Market Risk)

市場風險是由於利率、股票、外匯、商品等價格變化導致銀行發生風險的損失。銀行市場風險包含四個部分：利率風險、權益風險、外匯風險和商品風險。Demirgüç-Kunt and Huizinga (2010) 研究銀行活動與籌資策略對風險與收益的影響，指出若銀行經營傳統業務利息收入與資金來源較依賴存款，則遭受市場風險的可能性，會比其他偏好非利息收入且資金非存款來源的銀行低。然該研究並未支持應完全避開銀行非利息收入與非存款資金，反而表明銀行混業經營是有利的，因此在銀行的業務收入是否有集中表現，會與市場風險之間具有一定的關聯性。

(四) 流動性風險 (Liquidity Risk)

流動性風險係指銀行在營運過程中資金周轉不靈，不能滿足市場需求，或資金流動受到限制的風險，也可認為是信用風險因素之一。在過去的研究中，Allen and Gale (2000) 和 Longstaff (2010) 分別指出若對一金融市場之流動性衝擊，會導致整體金融市場流動性下降，則此流動性風險為系統風險因素之一。然若銀行因流動性不佳而致使資金無法有效周轉使用，也可能因此遭致倒閉的危機。而有關流動性風險的衡量上，Agusman et al. (2008) 以流動資產與總資產的比率作為流動性風險的代理變數。而若從銀行經營倒閉的風險來衡量，張磊 (2007) 則以修正的無風險清償能力指數作為銀行的整體風險水準指標。其實證結果顯示，當銀行不良貸款 (Non-performing loans) 的比率愈高，所面臨的倒帳風險愈高。

(五) 系統風險 (Systemic Risk)

系統風險原本用來形容因銀行擠兌而發生重大價值損失的風險。這個概念已經發展成市場崩潰的風險是由於金融體系某部分運作失靈。而一個企業的重大損失有可能擴散且波及其他企業 (Chen, Chen, Sun, Yu and Zhong, 2013)。此風險又稱不可分散風險，指因外部某種因素的影響或改變，導致銀行受到損失的風險。張磊 (2007) 以修正無風險清償能力指數測量中國大陸商業銀行風險。結果發現股份制商業銀行風險高於四大國有商業銀行，其中權益比、資產規模變動率、不良資產比率對商業銀行風險有顯著影響，而國有銀行因受到國家信用保障，因此在風險承擔上具有優勢。劉景中 (2008) 以臺灣銀行業為樣本，發現資產規模愈大的銀行承受非預期風險的能力較佳，所以銀行風險愈低。

根據以上的文獻回顧與風險類型，可發現銀行在不同的經營環境與體系下，其所面臨的風險與相關因子，可能會有不同的顯著影響因素組合。因此，本研究將蒐集文獻中所使用之各項變數進行因素萃取，以歸納出具有代表性影響之共同因素，據以分析對銀行經營風險指標的影響，同時作為後續專家焦點座談之基礎。

參、研究方法

在研究方法的採用上，有別於過去研究僅以質化觀點進行分析，或是透過主觀方式決定各項因素加以衡量風險，本研究先就銀行業風險發展與績效衡量之文獻，蒐集相關變數樣本資料進行敘述統計分析，並將各式變數以因素分析法萃取出之共同因素，進行對影響銀行業風險指標變動之分析。之後再利用量化分析的結果，作為後續焦點座談之訪談基礎。

一、因素分析與迴歸分析

過去針對影響公司風險的相關研究中，大多採取以下方式進行，一為根據 IOSCO 所提出之各項風險構面，利用問卷或情境分析方式，衡量不同因素對公司風險變化的敏感程度 (吳曼寧，2001；張炎欽，2003；林則棻等，2005)，或是採用 VaR 模型計算風險值，來比較不同公司的風險差異 (胡聯國等，2001)。亦有學者從財務危機發生的角度，檢視經營風險所產生的損失金額，或由特定風險代理變數中，尋找具有對風險變化解釋能力的顯著影響因素 (Allen and Jagtiani, 2000; Baxter, Bedard, Hoitash and Yezegel, 2013; Chernobai, Jorion and Yu, 2011; Yim and Mitchell, 2007)。

由於特定或單一因素的重要性及解釋能力，未必能涵蓋某一風險構面。因此為了使風險成因能被有效辨認，且亦能從中發掘差異，本研究參考 Engelmann and Rauhmeier (2011) 針對金融業以 Basel II 為基礎的風險衡量及風險因素分析方式，以及謝勝強等 (2009) 研究中所使用的因素分析方法 (Factor Analysis)，對銀行業進行初步的資料蒐集及

結構建立，以從中獲取各項與風險相關之變數，並作為進行後續模型變數分析之依據。

在因素分析模式的架構上，可先將整體資料設定具有 p 個變數，且每個變數可分解成 q 個共同因素 (Common Factor, $f_j, \forall q < p$) 及獨特因素 (Specific Factor, ε_i) 的線性組合，若進一步將此一線性模式以矩陣表示，則可顯示為：

$$\mathbf{X} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta}f + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

$$\text{其中 } \mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_p \end{bmatrix}, \boldsymbol{\alpha} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_p \end{bmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1q} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{p1} & \beta_{p2} & \cdots & \beta_{pq} \end{bmatrix}, f = \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \vdots \\ f_q \end{bmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_p \end{bmatrix}。$$

為了符合探索性因素分析基本假設，可假設 $E(\mu)=0, E(f)=0, E(\varepsilon)=0 \sim i.i.d., Cov(f, \varepsilon)=0$ 。若 $Cov(f)=I$ (Identity matrix, 單位矩陣)，且 X 為標準化後的資料，則此時可將此一線性模式稱為結構矩陣 (Structure Matrix)。當因素負荷可加以計算，並進入驗證性因素分析的程序後，即可透過因素萃取方法，進行因素解與抽樣適合性的檢定 (如 KMO 或 Bartlett 檢定等)，並利用主成分分析法 (Principal Component Analysis, PCA) 以特徵值 (Eigen Value) 決定所需之主要風險因素項目。

在計算出共同因素中的權重或因素負荷後，可進一步求算主成分的因素計分 (Factor Scores)，並以此計分做為新變數與原始變數間的影響關係係數，以推算新變數的個別估計值。主成分計分計算方式為：

$$w_{pq} = \frac{\beta_{pq}}{\sqrt{\lambda_p}} \cdot s_q \quad (2)$$

其中 w_{pq} 為主成分因素計分，或代表其特徵向量； β_{pq} 為第 p 個變數在第 q 個共同因素中的權重或因素負荷； λ_p 為第 p 個變數之特徵值； s_q 為第 q 個共同因素之標準差。將求算所得之主成分計分 w_{pq} 及原始不同的變數 x_p 資料代入以下共同因素迴歸式後，即可求算出共同因素 FCT_q 之估計值。

$$FCT_q = \sum w_{pq} x_p \quad (3)$$

在獲得式 (3) 中之共同因素估計值後，即可將此做為後續風險衡量顯著因素模型中的解釋變數進行分析。針對不同風險應變數的迴歸模型設訂定如下式 (4) 所示。

$$RISK_{it} = \alpha_0 + \sum \alpha_m x_{it} + \sum \alpha_n FCT_{X_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 $RISK_{it}$ 為不同風險型態之應變數， x_{it} 為控制變數集合， FCT_X_{it} 則為共同因素解釋變數的集合向量。

二、焦點座談法

由於金融業本身具有一定的經營特殊性，加上其服務類型多半具有內部訊息，為了瞭解產業針對特定對象所進行的服務活動、互動內容，以及各項投資的判斷與評估標準，本研究亦採用焦點訪談的研究方法，可使目前金融業對投資海外與中國大陸的看法做進一步的歸納，也可獲得產業本身的意願及想法等建議，作為後續評估決策時的依據。利用焦點座談的形式，可瞭解對各項投資項目的深度評價，從經過篩選的被調查者中進行分組討論，可獲得某些客觀因素以外的想法與發現。

在焦點座談的執行上，本研究參考 Stewart, Shamdasani and Rook (2007) 所提出的執行步驟建議，分別針對訪談研究目的與主題進行確認，同時以現階段台灣銀行業者在中國大陸第一線業務單位之高階主管，以及大陸當地金融相關的產官學研機構，為主要訪談研究對象。在焦點座談進行前，會先藉由與主題相關之資料蒐集與分析結果、論文期刊、相關法令及文獻探討整理，作為提供團體討論的指引資料來源。透過完整的討論及紀錄，並彙整討論結果，可作為日後尋找適當的評估風險績效變數之衡量因子。最後，整合不同團體的座談結果，將不同的領域的群體在其專業知識及實務經驗，歸納出我國金融業對中國大陸投資之風險，並有效建構影響投資之主要考量構面。

藉由次級資料的因素分析所蒐集到的客觀影響因素，再加上由焦點座談所獲致的主觀考量構面，將可補足過去研究對於風險因素的討論時，可能過於偏頗某一觀點的情形。而由上述方法所蒐集到的因素，亦可做為後續進行投資策略與評估分析的資訊基礎。

三、資料來源及變數定義

本研究在量化資料的蒐集對象，為中國銀行業的政策性銀行、國有商業銀行、股份制商業銀行，以及城市商業銀行。而在資料蒐集的來源上，則以 2009 至 2013 年在台灣經濟新報 (TEJ) 資料庫中國銀行模組中，具有完整財務資訊的銀行為主。在資料的篩選上以公司年度資料為單位，進行相關財務資訊的蒐集與分析。其中在樣本選取的部分，需至少有三年以上獨立財報資料，且研究期間個別年度的財務資料需連續且無缺漏。

為有效進行後續各項分析，本研究根據前述文獻所提及風險及績效之各項考量構面，同時參酌相關金融行業對於風險因素的衡量定義 (Baxter et al., 2013; Chernobai et al., 2011; Lepetit, Nys, Rous and Tarazi, 2008; Yim and Mitchell, 2007) 後，彙整可能影響銀行業風險及績效變化，以及可代表風險及績效之相關資料，並篩選出研究期間內可取得樣本完整度最高的變數，以進行初步的因素分析萃取。經篩選後的各項變數操作定義如下

表 1。本研究後續將進一步利用因素分析方式萃取出之共同因素，進行風險與績效指標的迴歸估計，以解釋並分析各項風險與績效指標的顯著因素及影響關係。

表 1 變數定義及操作說明

	變數名稱	操作定義
共同因素 衡量變數	資產市佔率 (MSA)	$\text{資產總額} \div \text{市場總資產} \times 100\%$ 。
	貸款資產率 (GL_TA)	$\text{貸款總額} \div \text{資產總額} \times 100\%$ 。
	貸款成長率 (LG)	$(\text{本期貸款} - \text{前期貸款}) \div \text{前期貸款} \times 100\%$ 。
	營業收入成長率 (ORG)	$(\text{本期營業收入} - \text{前期營業收入}) \div \text{前期營業收入} \times 100\%$ 。
	業務集中度 (OC)	$1 - (\text{其他營業收入} \div \text{總營業收入}) \times 100\%$ 。
	資本充足率 (CAR)	$\text{資本總額} \div \text{加權風險資產總額} \times 100\%$ 。
	不良貸款率 (NPLR)	$\text{不良貸款} \div \text{貸款總額} \times 100\%$ 。
	撥備覆蓋率 (NPLPC)	$\text{貸款損失準備金餘額} \div \text{不良貸款餘額}$ 。
	存放比 (LD)	$\text{放款總額} \div \text{存款總額} \times 100\%$ 。
	資產規模變動率 (TAR)	$(\text{本期資產} - \text{前期資產}) \div \text{前期資產} \times 100\%$ 。
風險指標 應變數	總資產 (TA)	銀行資產總額。
	非城市商業銀行 (NCCB)	非屬城市商業銀行 =1，否則為 0。
	金融機構倒閉風險 (ADZ)	$(1 + \text{平均權益報酬率}) \div \text{權益報酬率標準差}$ 。
控制變數	金融機構違約風險 (ADZP)	$(\text{平均資產報酬率} \div \text{資產報酬率標準差}) + (\text{平均權益報酬率} \div \text{權益報酬率標準差})$ 。
	報酬率風險 (SHARPE)	$\text{平均權益報酬率} \div \text{權益報酬率標準差}$ 。
	上市 (LIST)	上市銀行 =1，否則為 0。

資料來源：本研究整理

肆、實證結果

一、資料選取與敘述統計結果

本研究首先自台灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 選取 2008 年至 2013 年中國大陸 150 家銀行，樣本筆數共計 638 筆。進一步排除共同因素衡量變數缺漏之 153 筆樣本，最終可進行因素分析之樣本共計 485 筆觀察值，其中內含政策性銀行及國有商業銀行 33 筆、股份制商業銀行 65 筆和城市商業銀行 387 筆。而在萃取共同因素後，扣除不連續的樣本及無法計算風險應變數的年度後，則可獲得 355 筆樣本進行最後

的迴歸估計。

在表 2 各項變數的敘述統計中，可發現樣本顯示出中國大陸銀行業，具有極大的規模差異表現。例如資產市占率 (*MSA*) 平均數僅 0.928%，但是最大值達 15.639%，幾乎為平均值之 17 倍，而在總資產 (*TA*) 的比較上則更為明顯。進一步以表 3 銀行類別的 ANOVA 比較結果中，可觀察到大型銀行資產市占率平均值為城市商業銀行的 97 倍，而其平均總資產則為城市商業銀行的 92 倍，可見中國銀行業資產市占分布懸殊，且有資源集中大銀行的情況，且不同類別的銀行具有市占率及規模的顯著差異，更可說明大小銀行差距的情況。

其他變數的敘述統計表現上也呈現極大的變化，如貸款資產率 (*GL_TA*) 最大及最小值有明顯的差距，而貸款成長率 (*LG*) 及營收成長率 (*ONIG*) 的平均值分別為 29.458% 及 74.579%，但營收成長率卻呈現相當大的變動，則顯示貸款業務的成長變動並未與營收成長的變化一致。另外在撥備覆蓋率 (*NPLPC*) 的表現上，則亦呈現有波動較大的情況，顯示個別銀行間對於壞帳風險的提撥準備上可能有極大差異。然上述變數在表 3 的 ANOVA 結果中，則皆呈現三類銀行並無顯著差異，推論應是各類別中有極端的樣本年度所致。因此在後續進行分析時，將會把極端值予以調整 (*winsorized*)，以避免產生估計偏誤的情形。

最後在迴歸模型應變數的選擇上，本研究有三種不同的風險指標，分別為金融業倒閉 (*ADZ*)、違約風險指標 (*ADZP*)，以及夏普比率 (*SHARPE*)。倒閉、違約指標及夏普比率的計算與使用，主要參考 Cebenoyan and Strahan (2004) 對銀行風險管理的研究中以四季財報之權益報酬率 (*ROE*) 標準差，以及 Lepetit *et al.* (2008) 與趙偉 (2013) 在金融機構倒閉與違約風險指標之計算方式。其中倒閉與違約風險指標，為過去文獻在評比金融機構時常使用的風險指標，其判斷準則為數值越低代表風險越高。而夏普比率的表現，則是指銀行利用每一單位風險所可創造出的超額報酬，因此又可視為是風險與績效的綜合指標；當夏普比率越高，代表銀行利用風險所創造之績效越佳。此三項指標平均數雖亦呈現相當大的差異，但較為特別的是在三類銀行的比較上，三項指標皆呈現國有商業銀行顯著高於城市商業銀行，除代表其經營風險可能較高以外，也可能來自於因經營業務組成而有不同績效創造的影響。然相關變動成因則需進一步進行分析。

表 2 變數敘述統計

		平均數	標準差	最大值	最小值	N
衡量變數與控制變數	資產市占率 (%) (MSA)	0.928	2.577	15.639	0.004	485
	貸款資產率 (%) (GL_TA)	46.347	10.737	86.417	14.376	485
	貸款成長率 (%) (LG)	29.458	59.578	1269.724	-4.448	485
	營業收入成長率 (%) (ONIG)	74.579	901.843	19,875.267	-57.725	485
	業務集中度 (%) (OC)	86.170	10.604	100.000	31.247	485
	資本充足率 (%) (CAR)	13.098	3.179	38.090	-13.790	485
	不良貸款率 (%) (NPLR)	1.076	1.004	14.820	0.020	485
	撥備覆蓋率 (%) (NPLPC)	369.798	540.472	6,321.210	10.080	485
	存放比 (LD)	69.171	95.074	1,209.700	20.810	485
	資產規模變動率 (%) (TAR)	32.309	31.077	462.710	-7.570	485
總資產 (人民幣百萬元) (TA)	956,218	2,685,188	18,917,752	4,351	485	
非城市商業銀行 (NCCB)	0.202	0.402	1.000	0.000	485	
上市 (LIST)	0.254	0.436	1.000	0.000	355	
風險指標應變數	金融機構倒閉風險 (ADZ)	12.423	16.695	113.783	1.027	355
	金融機構違約風險 (ADZP)	25.387	29.733	192.505	1.983	355
	夏普比率 (SHARPE)	11.791	16.045	110.375	0.946	355

註：為避免極端值影響研究結果，後續各變數之極端值將進行 winsorized 處理，並調整最小值及最大值為各變數 1% 及 99%。以，以避免迴歸估計時之偏誤。

資料來源：本研究整理。

表 3 不同銀行分類下之變數敘述統計及 ANOVA 分析

	政策性與國有 商業銀行 平均數	股份制 商業銀行 平均數	城市 商業銀行 平均數	ANOVA F (p-value)
Panel A: 共同因素衡量變數				
資產市占率 (MSA)	9.587	1.494	0.094	1,480 (p < 0.001)
貸款資產率 (GL_TA)	53.932	49.889	45.105	15.202 (p < 0.001)
貸款成長率 (LG)	19.985	24.139	31.244	0.942 (p = 0.390)
營業收入成長率 (ONIG)	16.042	31.835	86.750	0.177 (p = 0.838)
業務集中度 (OC)	81.112	84.434	86.892	5.623 (p = 0.004)
資本充足率 (CAR)	12.363	11.098	13.497	17.952 (p < 0.001)
不良貸款率 (NPLR)	1.405	0.832	1.089	3.768 (p = 0.024)
撥備覆蓋率 (NPLPC)	222.838	351.922	385.332	1.418 (p = 0.243)
存放比 (LD)	189.670	71.014	58.586	32.703 (p < 0.001)

資產規模變動率 (TAR)	17.225	28.817	34.182	5.084 (p = 0.007)
總資產 (人民幣百萬元) (TA)	9,650,083	1,608,266	105,364	982 (p < 0.001)
觀察值 (N)	33	65	387	-
Panel B: 風險指標應變數				
金融機構倒閉風險 (ADZ)	27.365	15.843	10.281	12.273 (p < 0.001)
金融機構違約風險 (ADZP)	51.044	27.885	22.502	11.009 (p < 0.001)
夏普比率 (SHARPE)	26.110	15.124	9.725	6.115 (p = 0.002)
觀察值 (N)	24	63	268	-

註：倒閉風險 (ADZ) 及違約風險 (ADZP) 的分析，係採用 winsorized 處理後之資料進行 ANOVA 檢定。

資料來源：本研究整理。

二、因素分析結果

前段變數之表現，已可初步觀察到中國大陸銀行業的營運表現及產業狀況，但仍無法有效衡量其風險形成及其影響。為了有效解釋不同構面的風險變動成因，本研究採用因素分析的方式，將上述變數的樣本資料藉由主成分分析方式，萃取出具有一致性解釋能力的共同因素。

本研究利用主成分分析及最大變異轉軸方法 (Varimax)，針對 485 筆銀行資料進行共同因素之分析解。其中 Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 值取樣適切性量數愈大，表示變數間的共同因素愈多，愈適合進行因素分析。此次因素分析結果 KMO 值達 0.615，代表為可適合進行因素分析之樣本。

根據表 4 所計算出結果，本研究依據組成變數的因素負荷量及特性加以分類命名，並可萃取出五項共同因素，分別為：1. 銀行規模與體系影響因素 (*FCT_MKT*)、2. 貸款成長與保障因素 (*FCT_GRW*)、3. 業務與資金組成影響因素 (*FCT_OPC*)、4. 或有損失與準備因素 (*FCT_CONT*)，以及 5. 營業收入成長因素 (*FCT_SGR*)。上述共同因素的累積總變異解釋能力達 69.8%，顯示共同因素對於銀行整體經營風險與績效的可能成因有足夠的解釋能力。

表 4 以最大變異法轉軸後之共同因素組成

因素 / 組成變數名稱	因素 負荷量	初始 特徵值	累積解釋 變異量 %
因素一：銀行規模與體系影響因素 (<i>FCT_MKT</i>)			
資產市佔率 (<i>MSA</i>)	0.942	2.629	21.906
總資產 (<i>TA</i>)	0.939		
非城市商業銀行 (<i>CCB</i>)	0.806		
因素二：貸款成長與保障因素 (<i>FCT_GRW</i>)			
貸款成長率 (<i>LG</i>)	0.915	1.852	37.339
資產規模變動率 (<i>TAR</i>)	0.406		
資本充足率 (<i>CAR</i>)	0.886		
因素三：業務與資金組成影響因素 (<i>FCT_OPC</i>)			
存放比 (<i>LD</i>)	0.734	1.517	49.982
貸款資產率 (<i>GL_TA</i>)	0.570		
業務集中度 (<i>OC</i>)	0.734		
因素四：或有損失與準備因素 (<i>FCT_CONT</i>)			
不良貸款率 (<i>NPLR</i>)	0.794	1.345	61.191
撥備覆蓋率 (<i>NPLPC</i>)	-0.748		
因素五：營業收入成長因素 (<i>FCT_SGR</i>)			
營業收入成長率 (<i>ONIG</i>)	0.963	1.032	69.788

資料來源：本研究整理

為了進一步分析在不同的風險指標下，這些共同因素是否對風險變動具有顯著的影響，本研究分別以各項風險指標為應變數，並分析各應變數受上述共同因素的影響程度。而在進行迴歸分析之前，本研究先利用式 (3) 計算出共同因素之估計值後，即可運用式 (4) 的迴歸模型，進行不同風險衡量指標下的顯著影響估計與分析。

三、迴歸分析結果

在藉由式 (4) 及 (5) 分別以倒閉風險指標、違約風險指標，以及夏普比率等作為應變數，並以共同因素影響為解釋變數，進行迴歸模型的參數估計後，可獲得下表 5 中欄 (I) 至欄 (III) 的估計結果。

表 5 迴歸模型估計結果

解釋變數	應變數		
	(I) 倒閉風險 (ADZ)	(II) 違約風險 (ADZP)	(III) 夏普比率 (SHARPE)
截距項	6.693*** (2.680)	13.576 (1.584)	6.307*** (2.646)
<i>FCT_MKT</i>	40.354*** (10.664)	92.112*** (3.842)	38.579*** (10.509)
<i>FCT_GRW</i>	-3.698*** (-11.337)	-9.942*** (-2.887)	-3.528*** (-11.198)
<i>FCT_OPC</i>	2.271 (0.765)	9.536 (1.036)	2.172 (0.756)
<i>FCT_CONT</i>	-0.312 (-0.315)	0.481 (0.362)	-0.306 (-0.321)
<i>FCT_SGR</i>	7.136*** (3.557)	12.992* (1.851)	6.796*** (3.568)
<i>LIST</i>	12.454*** (3.107)	23.883 (1.151)	11.924*** (3.094)
固定效果	是	是	是
F 值	2.249	2.802	2.257
p 值	< 0.001	< 0.001	< 0.001
Adj. R ²	0.243	0.317	0.244
觀察值	277		
取樣年度	2009-2013		

註 1：***、** 及 * 分別代表達 1%、5% 及 10% 顯著水準，其中括號內數字為 t 值。

註 2：FCT_MKT 為銀行規模與體系影響之共同因素；FCT_GRW 為貸款成長與保障之共同因素；FCT_OPC 為業務與資金組成影響之共同因素；FCT_CONT 為或有損失與準備之共同因素；FCT_SGR 為營業收入成長之共同因素；LIST 代表上市公司虛擬變數。

資料來源：本研究整理。

(一) 倒閉及違約風險的共同因素影響分析

在此部分相關風險指標受共同因素的影響上，表 5 欄 (I) 及欄 (II) 為相關之估計結果。首先在欄 (I) 以倒閉風險指標 (ADZ) 為應變數的估計中，可發現對倒閉風險指標具有顯著影響的共同因素共有三項，分別為銀行規模與體系影響因素 (FCT_MKT)、貸款成長與保障因素 (FCT_GRW)，以及營業收入成長因素 (FCT_SGR)。

在銀行規模與體系影響因素 (FCT_MKT) 部分，估計結果呈顯著正向影響 (6.356, $p < 0.01$)，代表市場規模和資產愈大，或城市商業銀行以外的體系，其倒閉風險愈小，反之規模較小的城市商業銀行，其倒閉風險則比其他類型的銀行來的高。上述影響表現與一般預期規模較大者風險較低的看法一致。其次在貸款成長與保障因素 (FCT_GRW) 的影響上，則對倒閉風險呈現顯著負向影響 (-3.698, $p < 0.01$)。此一結果說明當銀行資產與貸

款成長率愈大，其倒閉風險越高。本研究推論此一情況可能是導因於近來中國大陸銀行擴張速度太快，導致資金貸與對象的調查和核貸過程不夠縝密，因而造成銀行倒閉的風險增加。最後在營業收入成長因素 (FCT_SGR) 的影響上，則對倒閉風險呈顯著正向影響 (7.136, $p < 0.01$)。此一結果除代表當銀行營收成長率愈高，其倒閉風險愈低以外，也說明目前中國大陸銀行若能有穩定的營收成長來源，則可降低其倒閉的可能性。而在控制變數上市 (LIST) 的部分，則具有顯著正向影響 (3.340, $p < 0.01$)，代表屬於上市的銀行其倒閉風險較低。

至於在違約風險指標 (ADZP) 的模型估計結果表現上，由於具顯著性之共同因素與倒閉風險指標一致，僅其受影響之敏感程度較高，因此不再贅述。然控制變數不具顯著影響，則顯示銀行上市與否，並未對於其業務是否會面臨違約的風險而有所不同，代表上市與否並無法有效判斷該銀行在業務上受到違約的程度高低。

(二) 夏普比率之共同因素影響分析

在欄 (III) 以夏普比率為應變數的估計結果中，可發現共同因素對每單位風險所創造之報酬的影響上，銀行規模與體系影響因素 (FCT_MKT) 呈顯著正向影響 (3.470, $p < 0.01$)，代表資產市場規模愈大的銀行或是非屬城市商業銀行者，其承擔風險以獲取更高報酬的傾向較為明顯。從上述估計結果來看，也可進一步發現規模較小的城市商業銀行傾向保守經營，可驗證表 3 中城市商業銀行的收入多樣性較低的現象。而貸款成長與保障因素 (FCT_GRW) 上，則呈現顯著負向影響 (-3.528, $p < 0.01$)。此結果代表當銀行資產與貸款成長率愈大，其可利用風險創造之報酬表現愈低。此一表現可能來自於當銀行成長速度快，但在經營上未謹慎考量有問題之客戶，導致其問題貸款減少其獲利表現所致，而這樣的結果也可呼應前述有關貸款成長與保障因素 (FCT_GRW)，對倒閉及違約風險的負向影響推退成因。最後在營業收入成長因素 (FCT_SGR) 的部分，則呈顯著正向影響 (6.796, $p < 0.01$)，顯示銀行營收成長率愈高，則銀行額外風險創造報酬的能力佳。此項表現也間接說明當銀行有能力以不同業務組成創造較高營收時，其所獲得之報酬也相對較高。

再進一步對照銀行分類的變數表現與前述風險應變數的共同因素影響，可發現國有及股份制商業銀行，有較高傾向於投資風險性資產或是經營風險性較高的業務，而城市商銀則以傳統業務為主。雖然城市商銀的營收成長顯著，但若僅專注於傳統業務，則可能在創造超額報酬的能力上略顯不足。此項表現除可能來自於規模與資金運用上的不足，或資產未完全運用以外，也可能代表城市商銀在此部分仍未具有一定程度的風險槓桿操作能力。

由上述結果可發現，銀行在經營的過程中所面臨不同風險會受到不同的因素影響，

營收波動風險 (STD_OR) 會受到或有損失與準備因素 (FCT_COT) 和業務與資金組成影響因素 (FCT_OPC) 所影響，而倒閉風險 (ADZ)、違約風險 (ADZP) 和夏普比率 (SHARPE) 則受到銀行規模與體系影響因素 (FCT_MKT)、貸款成長與保障因素 (FCT_GRW)，以及營業收入成長因素 (FCT_SGR) 所影響。

伍、焦點座談結果彙整

經過以中國大陸銀行業財務資料所進行的分析結果發現，現階段中國大陸銀行業在風險變動的顯著影響，主要來自於銀行規模與所屬體系、貸款成長與保障，以及營業收入成長等三項。為了瞭解臺灣銀行業者在進入中國大陸市場投資時，其經營風險是否亦會受到上述因素之干擾，因此本研究利用焦點座談之方式，將量化分析後之結果作為對臺灣銀行業者之共通性影響，並以此作為延伸討論之基礎。

在訪談對象的選擇上，本研究主要以至 2014 年底為止，臺灣銀行業至中國大陸設立銀行分行超過一年的公司之高階主管，以及中國大陸當地金融相關業者及產學機構主管，為主要訪談對象。在訪談次數部分，臺灣相關金融業者共計三次，對象包含當地分行行長、副行長、合規主管，以及各部門主管等。當地產學界則有四次，包含金融相關科系教授、研究員，以及產業協會理事長、秘書長等。從與會人員的討論中，本研究初步分為三個對風險影響的討論方向，分別為經營面、管理策略面，以及法令規範面等三項。以下彙整焦點座談之歸納結果，並據以統整出投資中國大陸相關風險之主要考量構面。

一、銀行經營面影響因素

在與銀行經營業務相關的討論中，與會座談的專家均提出相當多的意見。在基於銀行風險可能來自於主要貸款業務及新興業務的前提，以下將與經營面影響風險變化的座談意見，彙整為五個歸納項目。相關內容請參見圖 1。

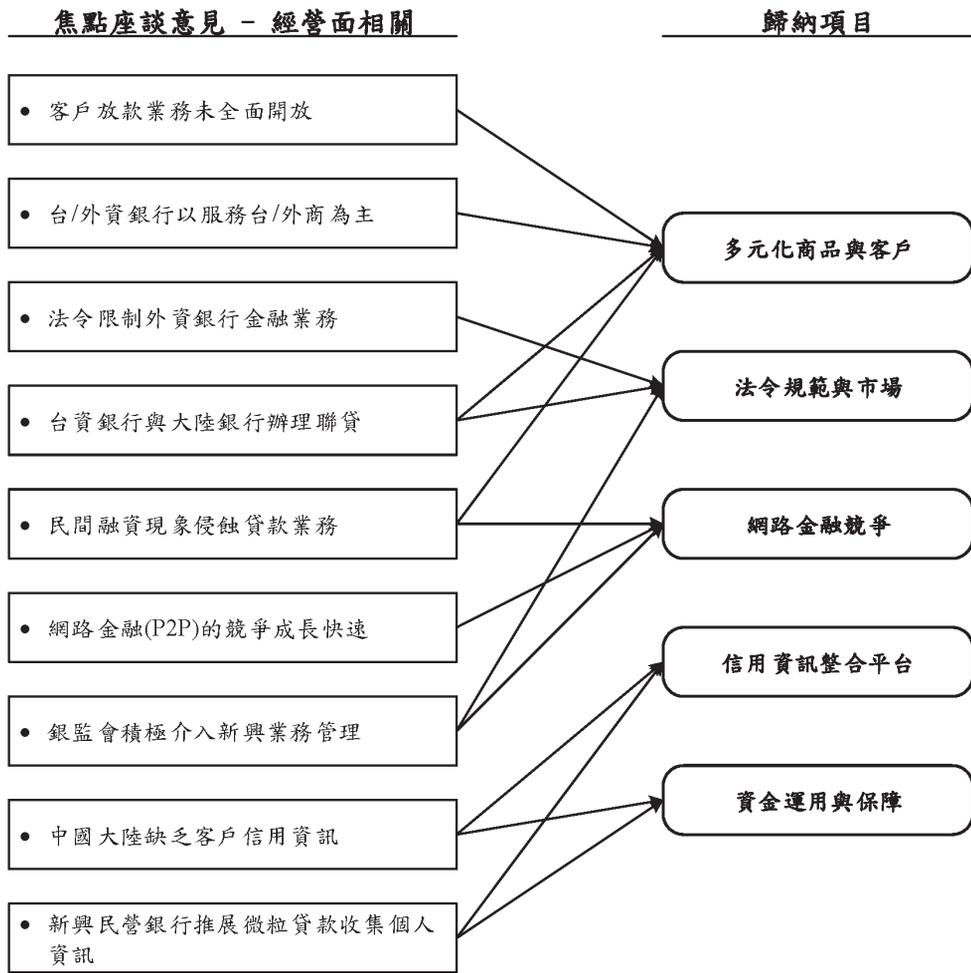


圖 1 訪談意見彙整 – 銀行經營面

資料來源：本研究整理。

二、管理策略面之影響因素

在銀行管理策略面對風險的影響上，與會座談人員則有更多不同的看法。除了原有銀行屬性及業務項目的討論以外，也進一步針對未來發展、人力資源，以及資訊平台的議題交換意見。以下將與管理策略影響風險變化的座談意見，彙整為八個歸納項目。相關內容請參見圖 2。

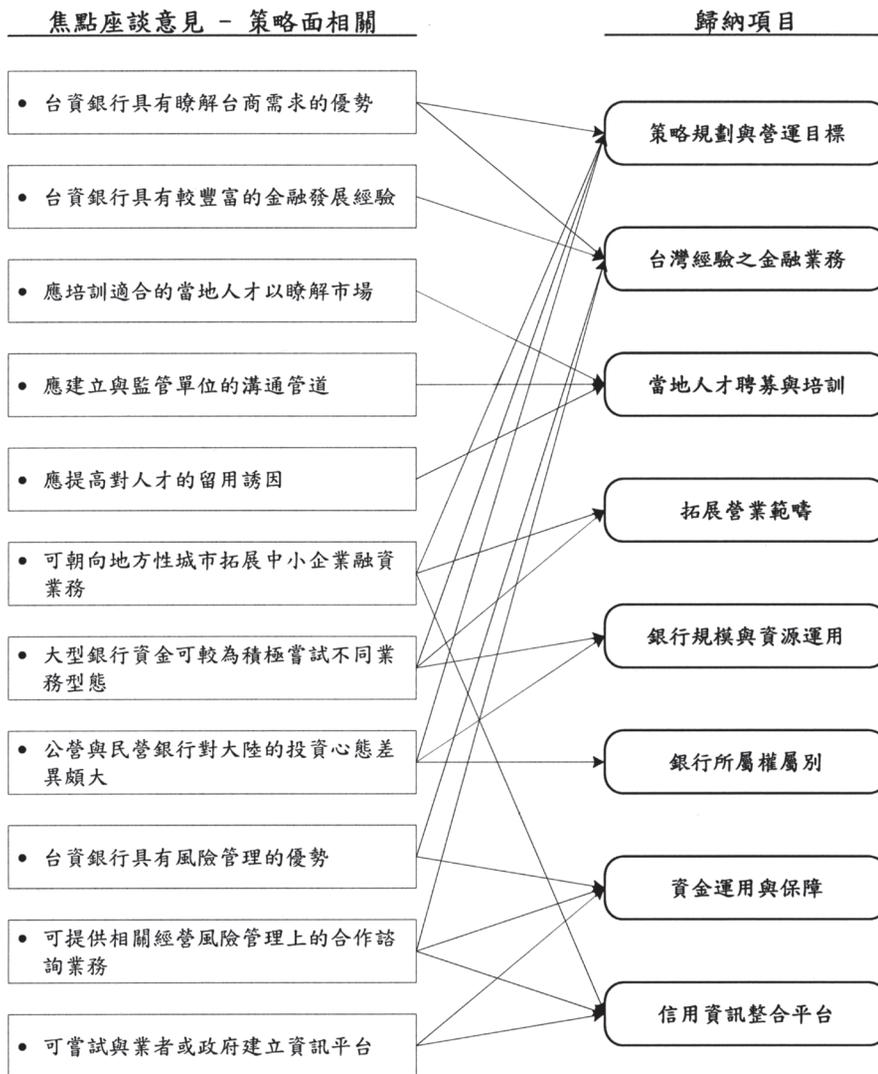


圖 2 訪談意見彙整 – 銀行管理策略面

資料來源：本研究整理。

三、法令規範的影響

最後在法令規範方面的影響上，與會人員則聚焦於總體經濟現況及兩岸政治因素方面進行意見交換。基於考慮到銀行屬性、業務組成，以及相關營收成長的因素時，與會座談人員更進一步提出現有政策與未來開放的可能衝擊，以及各項法令規範對經營可能之影響。以下將與法令規範影響風險變化的座談意見，彙整為六個歸納項目。相關內容請參見圖 3。

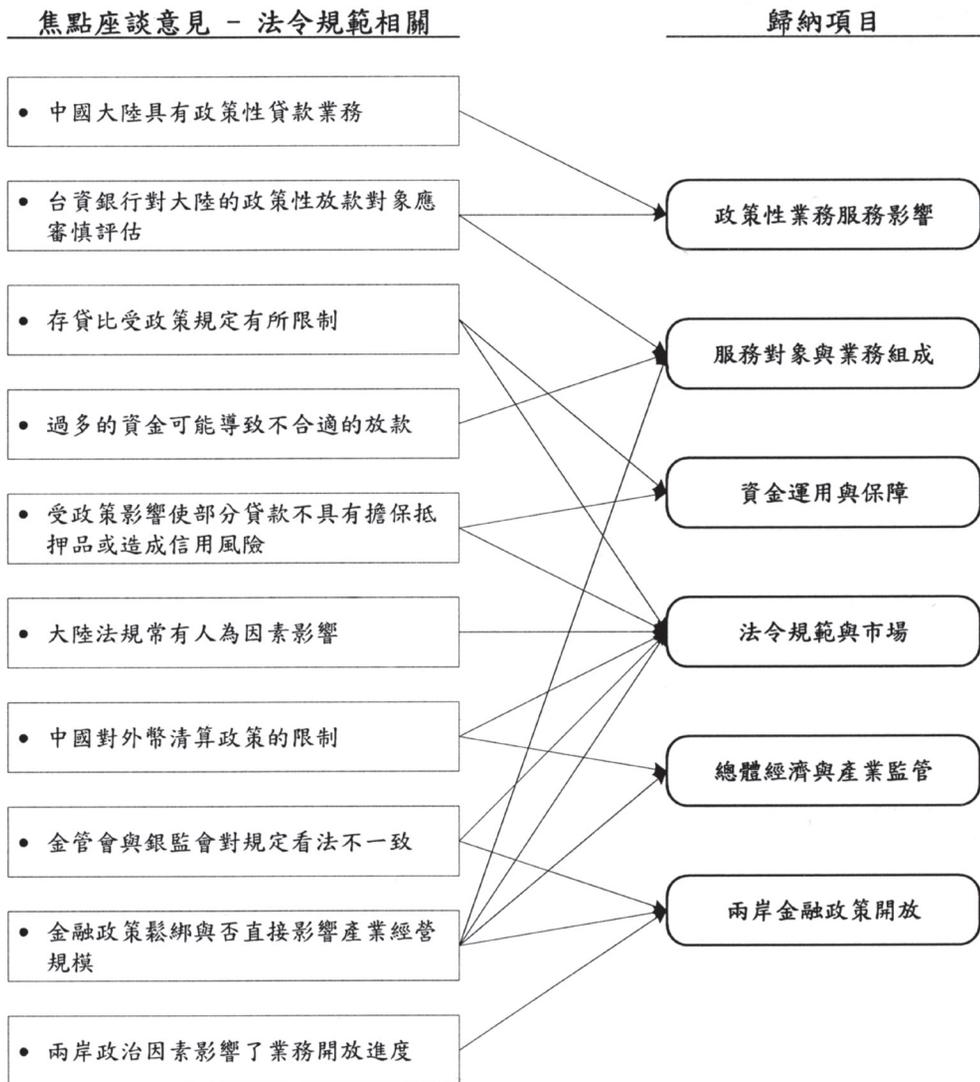


圖 3 訪談意見彙整 – 法律規範面

資料來源：本研究整理。

四、投資中國大陸之風險考量構面

從上述訪談結果整理中可發現，不論從經營、策略，或是法規方面加以分析，相關意見都具有相當程度的一致性，且亦有部分項目重複出現在不同面向的討論中。為此，本研究將上述焦點座談的意見彙整項目，再加以分析收斂為主要考量構面，以作為最終之投資策略建議。收斂後之投資相關風險考量構面可參閱下圖 4。

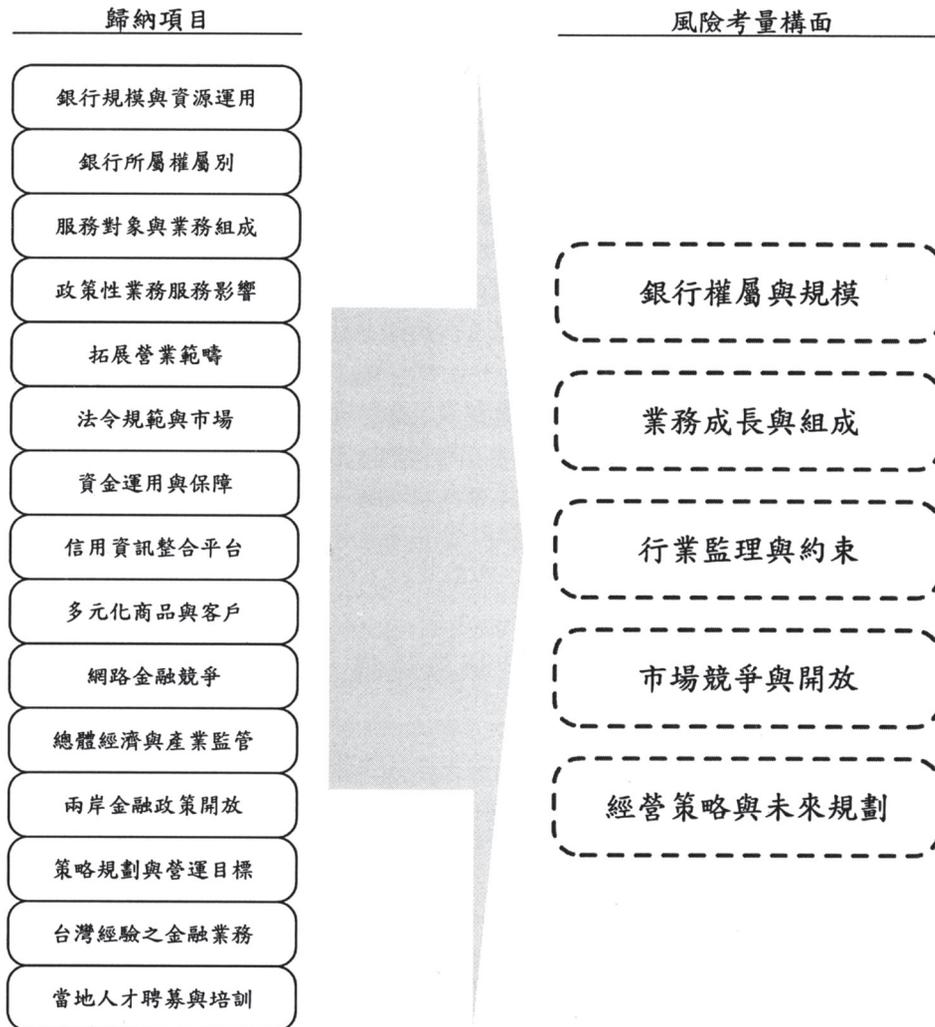


圖 4 銀行業者投資中國大陸之風險考量構面

資料來源：本研究整理。

從焦點座談的結果中所分析彙整的投資建議顯示，臺灣銀行業者若要進一步進行中國大陸市場的拓展，則在風險管控上應著重於以下五項構面的考量，分別為：銀行本身經營權的性質以及規模、主要業務的成長及其他業務的組成、現階段中國大陸對行業的監管與資訊約束、中國大陸金融市場的競爭與開放程度，以及銀行本身的經營策略與未來規劃。

在「銀行權屬與規模」構面部分，主要考量為現有台資銀行本身的規模與資源，能否妥善運用以降低經營風險。而銀行本身的管理控制權屬性，也可能造成不同投資意向

下之暴險程度差異。在「業務成長與組成」構面上，則應對服務對象的選擇上，同時進行拓展與深入評估，以避免產生信用風險。此外對於新興的業務型態，在操作上也應謹慎面對其所隱含的市場及流動性風險。而在「行業監理與約束」的構面上，主要考量多半來自於中國大陸市場規範變動的影響，以及對於法令執行時人為裁量因素的風險。此外，為因應需求漸增的消費性金融，銀行也需要一套具有公信力的信用資料查詢來源，但目前中國大陸仍缺乏一套完整的信用資訊平台，此部分也可能造成台資銀行未來在拓展業務範圍時的顧慮。在「市場競爭與開放」的構面上，則應針對中國大陸蓬勃發展的地方性銀行進行瞭解，原因在於這些城市商業銀行的規模與業務範圍，與台資銀行的重疊性較高，也較具有競合的可能性。而近來迅速發展的網路金融，則帶來業務成長的衝擊，在尚未有明確的規範約束前，台資銀行對此部分業務則應從風險管控的角度切入分析，而非僅以拓展業務方式因應。最後在「經營策略與未來規劃」的構面上，則應將現有具競爭優勢項目設定為主要經營或投資目標，而當地人才的招募與培訓，更是減少因不瞭解當地政府規範而造成損失的最佳方式。台資銀行應從過去進行金融商品設計與風險管理的經驗中，進一步強化核心能力，以達成永續經營與服務的目標。

陸、結論與建議

一、研究結論

為了瞭解臺灣銀行業者投資中國大陸時，所可能產生的風險與影響因素，以及對於風險管控之主要考量構面，本研究分別透過財務資料的量化模型，以及焦點座談的質化分析，從中獲得各項影響風險變動之因素，以及考量的相關構面。

在第一階段以中國大陸銀行業的財務資料統計中，本研究利用主成分分析方式，參考過去文獻中研究影響風險變動之各類財務變數，歸納並萃取出五項共同因素，作為分析其與違約風險、倒閉風險及夏普比率等三項指標之解釋變數。在迴歸估計的結果中顯示，銀行規模與體系影響因素、貸款成長與保障因素，以及營業收入成長因素等三項共同因素，對於風險變動具有顯著影響，其中銀行規模越大或營收越高，風險指標的數據越高，代表中國大陸未來可能因過度成長而有較高的風險表現。

根據前述中國市場的風險影響顯著因素，本研究據以作為第二階段焦點訪談之基礎，並蒐集現有在大陸開設據點之台資銀行高階主管，及中國大陸相關產學機構的建議。經由多次訪談的紀錄彙整後，可將目前臺灣銀行業者投資中國大陸的風險考量，分為以下五個構面，分別為銀行本身經營權的性質以及規模、主要業務的成長及其他業務的組成、現階段中國大陸對行業的監管與資訊約束、中國大陸金融市場的競爭與開放程度，以及銀行本身的經營策略與未來規劃。上述構面中除呼應在量化方式下的中國大陸銀行

業風險指標變動顯著因素以外，也增加了其他非財務性因素的注意事項，顯示台灣銀行業者對於衡量是否進入中國大陸市場因素，除了重視一般可量化的經營數據表現外，有更多的疑慮或考量是來自非量化的質性因素所影響，如行業的監理與規範，以及現有市場競爭開放程度等方面。因此，透過量化分析所獲得之風險變動顯著影響因素，以及質化訪談所歸納出的風險考量構面等資訊，將更有助於現有台灣銀行業者對於進行中國大陸市場拓展策略的風險評估上，有更為整體性的分析依據，也能提供除客觀財務分析以外的專業經驗意見之參考。

二、研究限制與建議

本研究在財務資料的分析上，受限於中國大陸銀行的資料完整性，因此僅能以研究期間內，具有完整且連續資料之銀行業者進行分析，因此排除了許多較為小型或開業期間較短的銀行業者。此外，在量化資料的使用上，部分指標或數據因大陸業者的財報中未提供或未完整揭露，因此也無法納入因素分析中進行萃取，未來若有較為完整的資料，則可作進一步之分析。

另一方面，在焦點訪談的對象選擇上，現階段仍以台資銀行高階主管為主，並為進一步分析中階人員所面對的可能風險，以及其他外資銀行的看法。此部分則有待後續研究持續進行討論。而本研究所歸納分析出的五項風險考量構面，僅能說明目前業者及相關機構對於投資大陸時之評估範圍，但並無法進一步解釋業者在進行決策時之優先順序，建議後續可在此部分的研究上，設計適合之調查研究方式，以瞭解業者在面臨決策制訂時之優先考量順序。

參考文獻

- 林則榮、儲蓉等 (2005)，「證券商風險管理評鑑研究報告」，中華民國證券商業同業公會委託計畫。
- 李維安 (2014)，「我國銀行治理改革與發展」，《中 金融 (6)》，61-62。
- 吳曼寧 (2001)，「我國綜合券商風險管理之研究」，國立台灣大學會計學研究所碩士論文。
- 胡聯國、康榮寶、林修葺、賀蘭芝、黃美惠 (2001)，「推動我國綜合證券商採用涉險值模式 (VaR) 控管市場風險之探討」，《證交資料》，第 471 期。
- 高德勝 (2009)，「變革的時代與中國銀行業發展」，新華網，取自：http://big5.xinhuanet.com/gate/big5/news.xinhuanet.com/theory/2009-07/06/content_11662161.htm
- 馬欣 (2014)，「江蘇銀行業壞賬率空前企業倒閉老闆跑路頻發」，人民網，取自：http://finance.ce.cn/sub/ztzl/201407/07/t20140707_3111506.shtml
- 韋紅鮮、陸昱江 (2014)，「錢荒對我國商業銀行管理的啟示」，《時代金融 (4)》。
- 張炎欽 (2003)，「證券商自有資本適足率與整體經營風險預警制度比較研究」，銘傳大學財務金融研究所碩士論文。
- 張磊 (2007)，「基於無風險清償能力指數的商業銀行風險測度實證研究」，《金融理論與實踐 (6)》，15-17。
- 趙偉 (2013)，「我國證券公司收入多元化的風險分析」，《宏觀經濟研究》，第 7 期，62-69。
- 謝勝強、陳德棉、延超 (2009)，「基於因數分析法的我國證券公司風險成因實證研究」，《現代管理科學》，第 10 期。
- 謝明瑞、張高峯 (2014)，「海峽兩岸產業合作之研究 - 以金融產業為例」，財團法人國家政策研究基金會，取自：<http://www.npf.org.tw/print?sid=13650>
- Agusman, A., G. S. Monroe, D. Gasbarro, and J. K. Zumwalt (2008), "Accounting and Capital Market Measures of Risk: Evidence from Asian Banks During 1998-2003," *Journal of Banking & Finance*, 32, No.4, pp.480-488.
- Allen, F. and D. Gale (2000), "Financial Contagion," *Journal of political economy*, 108, No.1, pp.1-33.
- Allen, L. and J. Jagtiani (2000), "The Risk Effects of Combining Banking, Securities, and Insurance Activities," *Journal of Economics and Business*, 52, No.6, pp.485-497.
- Baxter, R., J. C. Bedard, R. Hoitash, and A. Yezegel (2013), "Enterprise Risk Management Program Quality: Determinants, Value Relevance, and the Financial Crisis," *Contemporary Accounting Research*, 30, No.4, pp.1264-1295.
- Cebenoyan, A. S. and P. E. Strahan (2004), "Risk Management, Capital Structure and Lending at Banks," *Journal of Banking & Finance*, 28, No.1, pp.19-43.
- Chen, F., X. Chen, Z. Sun, T. Yu, and M. Zhong (2013), "Systemic Risk, Financial Crisis, and Credit Risk Insurance," *Financial Review*, 48, No.3, pp.417-442.

- Chernobai, A., P. Jorion, and F. Yu (2011), "The Determinants of Operational Risk in Us Financial Institutions," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46, No.06, pp.1683-1725.
- Demirgüç-Kunt, A. and H. Huizinga (2010), "Bank Activity and Funding Strategies: The Impact on Risk and Returns," *Journal of Financial Economics*, 98, No.3, pp.626-650.
- Engelmann, B. and R. Rauhmeier (2011), *The Basel Ii Risk Parameters: Estimation, Validation, Stress Testing-with Applications to Loan Risk Management*, Springer.
- Haq, M., R. Faff, R. Seth, and S. Mohanty (2014), "Disciplinary Tools and Bank Risk Exposure," *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, No.0, pp.37-64.
- Lepetit, L., E. Nys, P. Rous, and A. Tarazi (2008), "Bank Income Structure and Risk: An Empirical Analysis of European Banks," *Journal of Banking & Finance*, 32, No.8, pp.1452-1467.
- Longstaff, F. A. (2010), "The Subprime Credit Crisis and Contagion in Financial Markets," *Journal of Financial Economics*, 97, No.3, pp.436-450.
- Stewart, D. W., P. N. Shamdasani, and D. W. Rook (2007), *Focus Groups: Theory and Practice*. CA: SAGE.
- Yim, J. and H. E. Mitchell (2007), "Predicting Financial Distress in the Australian Financial Service Industry," *Australian Economic Papers*, 46, No.4, pp.375-388.

銀行併購之風險效益研究 --- 臺灣實證分析

王錦瑩*、李宜珈**

摘 要

本文研究臺灣 2001 年至 2012 年的銀行併購案，以主併銀行為樣本銀行，分析這些銀行併購前後兩年的風險變化，探討的風險包括營運風險、放款風險及倒閉風險。過去雖然有研究探討銀行併購後的績效，但卻鮮少觸及到風險面。由於銀行的經營涉及存款戶的權益，因此銀行的風險尤應獲得重視。本文的研究結果發現：以全部樣本銀行為分析對象時，並沒有明顯的風險改善效果。然而，將樣本依據金融改革期間與金融改革後做分類後，發現金融改革期間的銀行併購，由於係以政府政策要求銀行進行併購，因此，並不能達到風險改善的效果。金融改革後的銀行併購，由於係銀行基於自身利益考量而進行併購，因此，併購後無論是營運風險、放款風險及倒閉風險均普遍降低。本文的研究結果建議政府在推動銀行併購時，應以引導而非強制的方式推動政策，促使銀行基於自身利益考量進行併購，以達到較佳的併購效益。

關鍵字：銀行併購、風險、金融改革

JEL 分類代號：G21, G34, G38

壹、緒論

臺灣自從 1991 年開放新銀行設立後，銀行產業進入家數增多以致競爭激烈的時代。銀行為了擴展業務，以降低貸款授信門檻的方式增加放款額度，造成不良授信資產增加，逾放比率攀升，銀行經營風險亦隨之提高。加上 1997 年亞洲金融風暴與 2000 年網路泡沫來襲，銀行業的經營更是雪上加霜，部分銀行或基層金融機構發生虧損情形，面臨倒閉的危機。

有鑒於此，政府開始進行金融改革，於 2000 年 12 月公布「金融機構併購法」，提

* 銘傳大學風險管理與保險學系副教授

** 合作金庫業務發展部一等專員

供金融業同業間併購之法源，2001年7月再公布「金融控股公司法」，作為金融業跨業經營的基礎準則，希望能藉由銀行併購而減少銀行家數，並提升銀行獲利。2002年6月的「二五八改革方案」，目標是在兩年內將銀行逾期放款比率調降至5%以下，資本適足率維持在8%以上，意在改善銀行財務體質及重建金融體系；2004年的第二次的金融改革，則是希望達成：2005年底前公股金融機構減半(12家減為6家)及三家金融機構市占率逾10%、2006年底前至少一家金融機構由外資經營及金控減半(14家減為7家)等四大目標，以確實有效縮減銀行的家數，降低銀行業競爭程度並增加獲利率，建構與國際接軌的金融環境與法律制度，推動臺灣成為區域的金融服務中心。

Bikker and Haaf(2002)分析23個國家的銀行業市場結構與競爭情況之間的關係，發現市場集中度會顯著降低銀行業的競爭情形。併購，就是一種提高市場集中度的方法(Corvoisier and Gropp, 2002)。過去雖然有研究探討銀行併購後的績效(陳若暉、蔡靜宜, 2002; 陳永琦、傅祖壇, 2003; 林卓民等, 2004; Rhoades, 1993; Shaffer, 1993; Campa and Hernando, 2006; Behr and Heid, 2011; Montgomery et al., 2014)，但所觸及的層面多只限於獲利面與效率面，鮮少有文獻觸及到風險面。由於銀行的經營涉及存款戶的權益，因此銀行的風險尤應獲得重視。在併購過程中，銀行常面臨業務重疊、企業文化差異及人事重整等問題，若處理不當，導致員工士氣低落，反而造成銀行風險上升，失去併購的美意。因此，分析銀行併購後的風險績效尤為重要。

臺灣第一次金融改革的目的是改善銀行財務體質並重建金融體系，第二次金融改革的主要目標係達成縮減金融機構家數，兩次金融改革的目標雖然不盡相同，但是都是以政府政策鼓勵銀行進行併購。本文將樣本分為金融改革期間銀行基於配合政策而進行的併購案以及金融改革結束後銀行基於自身需求而進行的併購案兩類，檢視這兩類樣本的併購前後風險變化，以了解銀行基於政府政策而做的銀行併購與基於自身利益評估而做的併購，達到的成效是否有所不同。

由於「金融機構併購法」公布於2000年12月，因此，本研究以2001年作為研究銀行併購的起點，以主併銀行為樣本銀行，分析這些銀行併購前後兩年的風險變化，探討的風險包括營運風險、倒閉風險及放款風險。本文的單變量統計分析結果顯示：以全部樣本銀行為分析對象時，併購後只有銀行的放款風險明顯下降，其他的風險並沒有顯著變化。然而，將樣本依據金融改革期間與金融改革結束後做分類，發現金融改革期間的銀行併購對銀行風險降低的成效有限，金融改革結束後的銀行併購則有明顯的風險改善效果。推究其原因，金融改革期間的銀行併購，係基於政府政策要求而進行併購，因此，併購後，除了放款風險因金融重建基金的成立而降低外，其他的銀行風險並沒有降低，甚至有提高的情形。金融改革結束後的銀行併購，由於係基於銀行自身利益考量而進行併購，因此，併購後無論是營運風險、放款風險及倒閉風險均普遍降低。在加入銀

行資產規模、資本占資產比率、流動比率、以及落後一期的風險變數等控制變數進行迴歸分析後，亦證實只有金融改革結束後的銀行併購案具有明顯的風險改善效果，金融改革期間的銀行併購案沒有明顯的風險變化。在刪除併購期間重疊之樣本以及考慮金融海嘯之影響後，本文的結果依然具有穩健性。

過去有關臺灣銀行業併購績效的研究，有些文章發現銀行併購會提高績效 (陳若暉與蔡靜宜，2002；陳永琦與傅祖壇，2003)，有些文章則發現銀行併購前後的績效並未改善甚至變差 (林卓民等，2004)，所得到的結論並不一致。本文以全體樣本資料進行分析時，亦沒有發現銀行的併購會帶給銀行明確的績效改變，然而，在將樣本依據金融改革期間與金融改革結束後區分為兩組後，發現銀行併購的效益主要發生在金融改革結束後，因此，銀行是否基於自身利益考量而做併購，會影響到併購後的效益。本文的研究結果，對於未來進行銀行併購效益的研究，提供一個方向。

此外，為了開拓海外藍海市場，服務台商企業，政府希望能促成一至兩家銀行成為亞洲地區具指標性的區域性銀行，並且欽點兆豐金和第一金為種子部隊，進行「雙軸心」併購 (公公併)。本文的研究結果建議政府未來在推動銀行併購時，應以引導而非強制的方式推動政策，促使銀行基於自身利益考量進行併購，以達到較佳的併購效益。

本文的第二部分為文獻探討與研究假說；第三部分定義研究變數與說明研究樣本；第四部份為實證結果與分析，內容包括單變量統計分析與迴歸分析；第五部分為穩健性測試，最後則是結論與建議。

貳、文獻探討與研究假說

一、文獻探討

除了回顧銀行併購與風險的相關文獻以外，由於銀行併購會提高銀行產業的市場集中度 (Corvoisier and Gropp, 2002)，因此，本文亦回顧銀行集中度與風險的相關文獻。

(一) 銀行併購與風險

Benston et al.(1995) 使用 1981 年 12 月到 1986 年 7 月美國商業銀行的併購案資料，分析銀行進行併購的誘因，發現銀行是基於增加現金流量而進行併購，並不是基於想讓自己大到不能倒而進行併購。Boyd et al.(1993) 研究銀行控股公司是否該被允許進入證券業、保險業等非銀行業活動，及進行非同業併購後是否會提高銀行控股公司的風險。實證發現，銀行控股公司與人壽保險、財產及意外險企業的併購可能會降低風險，與證券公司、房地產公司的併購可能會增加風險。蔡永順 (2012) 探討金融合併對風險傳染的影響，以臺灣金融控股公司與銀行為分析對象，發現：金控間的風險傳染效果大於銀行間的風險傳染效果，金控之間的風險傳染，隨著落後期數的增加而先增後減，以落後 1 期

的影響效果最大。Shih(2003) 建構理論模型，探討在歷經金融危機的經濟環境下，鼓勵銀行進行併購是否是使銀行避免陷入破產風險的解藥，結果顯示，無論是兩家不良銀行的併購，或是以健康銀行併購不良銀行，併購後都反而陷入更嚴重的危機。

(二) 銀行集中度與風險

有些文獻發現，銀行集中度會增加銀行風險。De Nicol et al.(2004) 檢視全球 500 大銀行的財務風險，發現大銀行相對於小銀行有承擔高風險行為的傾向，而且，銀行集中度高的國家，比銀行集中度低的國家有較高的系統性風險。Boyd and De Nicol (2005) 指出在外在環境競爭程度降低的情形下，銀行為了多賺錢，會提高放款利率，然而，高放款利率卻隱含著借款者的破產風險提高，尤其當借款者存在道德風險 (moral hazard) 時將更嚴重。因此，銀行產業集中度提高，將使得銀行風險越大。Yeyati and Micco(2007) 以 1990 年代拉丁美洲國家的銀行因應金融危機與政策促成併購，而經歷了快速的市場集中度提高與外商銀行滲透為樣本。其檢視了八個拉丁美洲國家，發現銀行增加集中度並不會弱化銀行的競爭，對銀行的破產風險也沒有影響。然而，銀行集中度高，隱含著一些相對大的銀行存在，較可能呈現「大到不能倒」的問題，亦即大銀行會因為預期會有紓困而有增加曝險的情形。Uhde and Heimeshoff(2009) 研究 25 個歐盟國家的資料，發現銀行市場集中度的提高，對於倒閉風險 (以 Z-score 代表) 有負面影響。

有些文獻發現銀行集中度可以為銀行降低風險。Beck et al.(2006) 使用 69 個國家的資料，發現銀行集中度高的國家較不可能發生金融危機。Chang et al.(2008) 使用巴西的銀行資料，發現銀行集中度越高，越能降低信用風險。劉景中 (2008, 2009) 以臺灣銀行業為研究對象，發現：銀行集中度會降低銀行風險的正面效果大於負面效果，因此，提高銀行集中度有助降低銀行風險。其進一步發現銀行的集中度愈高，銀行的信用風險及盈餘波動風險愈低 (2009a)；銀行集中度愈高，有助銀行的總風險及非系統風險的降低 (劉景中，2009b)。

有些研究指出銀行集中度與銀行風險之間呈現非線性關係，例如：Jiménez et al.(2013) 使用西班牙的銀行資料，在控制總體經濟變數與銀行特性變數後，發現在放款市場中，銀行集中度與壞帳率呈現先正後負的非線性關係。

二、研究假說

由文獻回顧可知，銀行併購或是銀行集中度的提高，對銀行的風險有可能有正面影響，也有可能負面影響。銀行併購的好處包括：銀行併購促使銀行業削價競爭的情形減少；大銀行有較高的獲利可以抵禦外在環境的衝擊；市場只存在少數的大銀行政府較好監督。銀行併購的壞處包括：銀行產業競爭減少後，高的放款利率驅使借款者做高風險投資，進而可能使銀行產生壞帳；大銀行造成較無效的公司內部控制，增加作業風險；

銀行可能會大到不能倒。

由於銀行併購對銀行的影響有好有壞，銀行會綜合考量各種正反面影響，在併購帶來的優點大於缺點時，才做出併購的決策。然而，如果是配合政府政策所做的併購，銀行可能無法對銀行併購的利弊得失作公正的考量，縱使併購未必能為銀行帶來效益，也只能硬著頭皮執行併購決策。Montgomery et al.(2014) 亦認為政府干涉下所進行的銀行併購案有較差的成本效率，因此，本文推論：銀行配合政府政策所做的併購，並不能達到風險改善效果；銀行基於自身利益考量所做的併購，併購後銀行的風險會有所降低。

參、研究變數與樣本

(一) 研究變數

1. 營運風險

(1) 資產報酬風險變數 (SDROA)

以樣本銀行併購前後兩年的季資產報酬率的標準差衡量資產報酬風險 (SDROA)，其中，資產報酬率的衡量方式為：息前折舊前稅前純益除以平均資產總額。SDROA 越大，盈餘波動度越高，營運風險越高。

(2) 股東報酬風險變數 (SDROE)

以樣本銀行併購前後兩年的季股東權益報酬率的標準差衡量股東報酬風險 (SDROE)，其中，股東權益報酬率的衡量方式為：稅後損益除以平均股東權益淨額。SDROE 越大，盈餘波動度越高，營運風險越高。

2. 放款風險

以銀行的逾期放款比率 (NETCB) 反映銀行授信客戶不償還貸款所產生的銀行放款風險，衡量方式為：逾期放款除以放款。銀行的逾期放款比率越高，表示銀行放款品質越差，銀行的風險越高。

3. 倒閉風險

以 Z-score 衡量倒閉風險，衡量方式： $Z\text{-score} = (\overline{ROA} + \overline{E/A}) / SD_{ROA}$ ，其中， \overline{ROA} 為資產報酬率之平均數， $\overline{E/A}$ 為資本占資產比率之平均數， SD_{ROA} 為資產報酬率的標準差。當 Z-score 愈高時，銀行應付危機的能力愈強，倒閉風險也就愈低。

(二) 研究樣本與資料來源

本研究以 2001 年至 2012 年的銀行併購案為研究對象，分析主併銀行在併購前後兩年的風險變化，因此，資料選取的時間為 1999 年至 2014 年。在刪除資料欠缺的樣本後，最後，共計取得 53 個銀行併購案作為本文的研究樣本。表 1 為本研究樣本依據年度以及併購對象的分布情形。

本文的研究期間為 2001 年至 2012 年，起始於政府啟動金融改革的時點。由於第二次金融改革中明確宣示希望在 2006 年底以前達成縮減金融機構家數的目標，因此，本文將 2001 年至 2006 年稱為金融改革時期，將 2007 年至 2012 年稱為金融改革後的時期。表 1 顯示本文的銀行併購樣本中，有 33 個發生在金融改革時期，有 20 個發生在金融改革後時期，因此，在政府推動金改期間，有較多的銀行併購案發生。表 1 亦顯示本文的銀行併購樣本中，以銀行併購銀行的件數最多(19 件)，其次是銀行併購信用合作社(14 件)，這兩類併購案，占本文的樣本數已達一半以上。

本文由銀行局網站取得銀行併購資料，由臺灣經濟新報社之「上市上櫃公司財務資料庫」與「公開發行公司財務資料庫」，取得樣本銀行的季財務報表資料。

表 1 樣本分布

年度	樣本數	併購對象	樣本數
2001	7	信用合作社	14
2002	3	農漁會信用部	5
2003	4	銀行	19
2004	5	票券公司	8
2005	8	信託投資公司	4
2006	6	信用卡公司	3
2007	5	合計	53
2008	4		
2009	3		
2010	5		
2011	2		
2012	1		
合計	53		

說明：依據年度以及併購對象將研究樣本做分類

肆、研究結果與分析

一、單變量統計分析

本文以成對樣本 t 統計量檢定檢視同一家銀行在併購前後各風險變數的平均值變化，以 Wilcoxon 符號等級檢定檢視併購前後各風險變數的中位數變化。

(一) 全部樣本銀行併購前後之風險差異

表 2 的平均數顯示，銀行併購後 SDROA、SDROE 及 Z-score 都沒有明顯的變化，僅有 NETCB 明顯變小，達到統計上 5% 以上的顯著水準，表示併購後的營運風險與倒

閉風險並沒有明顯的改變，只有放款風險在併購後明顯地改善。

表 2 全部樣本銀行併購前後之風險差異檢定

	前	後	差異 (後減前)	t 值 /Z 值
		平均數		
SDROA	0.289	0.291	0.002	0.025
SDROE	3.922	4.964	1.042	0.853
NETCB	3.525	2.659	-0.866	-2.237**
Z-score	84.014	60.221	-23.793	-1.105
		中位數		
SDROA	0.172	0.172	0.000	0.028
SDROE	2.600	2.316	-0.284	-0.186
NETCB	2.510	1.685	-0.825	-2.600***
Z-score	39.515	42.866	3.352	0.231

註：1. 以成對樣本 t 統計量檢定檢視同一家銀行在併購前後各風險變數的平均值變化，以 Wilcoxon 符號等級檢定檢視併購前後各風險變數的中位數變化。

2. SDROA 為資產報酬風險，SDROE 為股東報酬風險，NETCB 為逾期放款比率，Z-score 代表倒閉風險。

3. * 表示 P 值 <0.1，** 表示 P 值 <0.05，*** 表示 P 值 <0.01。

表 2 的中位數的檢定結果與平均數的檢定結果相似，亦即銀行併購後較併購前，SDROA、SDROE、Z-score 都沒有明顯的變化，表示銀行在併購後，銀行經營風險、倒閉風險的變化並不明顯。NETCB 顯著變小，表示併購後放款風險明顯改善。

(二) 分組樣本銀行併購前後之風險差異

將 2001 年至 2006 年的 33 個銀行併購案列為金融改革時期 (金改期間) 的樣本，2007 年至 2012 年的 20 個銀行併購案列為金融改革結束後 (金改後) 的樣本，分別分析這兩類樣本的併購前後風險變化，以了解銀行基於政府政策而做的銀行併購與基於自身利益評估而做的併購，在風險上，達到的成效是否有所不同，結果如表 3 所示。

表 3 分組樣本各風險變數平均數之成對樣本 t 統計量檢定

	前	後	差異 (後減前)	t 值
		金改期間		
SDROA	0.298	0.395	0.097	0.985
SDROE	3.466	6.800	3.334	1.836*
NETCB	4.630	3.731	-0.899	-1.449
Z-score	107.280	41.208	-66.072	-2.200**
		金改後		
SDROA	0.274	0.118	-0.156	-2.929**
SDROE	4.676	1.936	-2.740	-4.159***
NETCB	1.702	0.891	-0.811	-6.548***
Z-score	45.625	91.594	45.969	2.174**

- 註：1. 以成對樣本 t 統計量檢定檢視同一家銀行在併購前後各風險變數的平均值變化。
2. SDROA 為資產報酬風險，SDROE 為股東報酬風險，NETCB 為逾期放款比率，Z-score 代表倒閉風險。
3. * 表示 P 值 <0.1，** 表示 P 值 <0.05，*** 表示 P 值 <0.01。

表 3 顯示分組樣本各風險變數平均數之成對樣本 t 統計量檢定結果。表 3 的第一部分顯示，金融改革期間的樣本，在銀行併購後僅有逾期放款率 (NETCB) 風險變小，資產報酬風險 (SDROA)、股東報酬風險 (SDROE) 及倒閉風險 (Z-score) 則都變大。因此，除了放款風險獲得改善外，營運風險 (SDROA、SDROE) 及倒閉風險 (Z-score) 都因併購而有反向的效果，甚至 SDROE 及 Z-score 的反向效果已達統計顯著。由於第一次金融改革的目標之一為降低逾期放款比率，政府甚至通過「行政院金融重建基金設置及管理條例」，以調降銀行營業稅的方式，作為各銀行打消呆帳的資金來源，因此，金融改革能使銀行併購後的逾期放款比率 (NETCB) 降低是可以預期的。然而，金融改革期間的銀行併購案，卻提高了銀行的營運風險 (SDROA、SDROE) 及倒閉風險 (Z-score)，顯示這些併購案的成果並不理想，推測原因是因為在第一次金融改革中，財務結構相對差、經營績效不彰的農、漁會及信用合作社等基層金融機構，大多數皆由公股銀行概括承受，公股銀行是在支持政府政策及肩負企業社會責任下進行併購，導致第一次金融改革並未達到降低銀行風險的成效。第二次金融改革以強力執行精簡金融機構之目標，銀行併購之成效不彰。

表 3 的第二部份顯示，在金融改革結束後的銀行併購樣本中，銀行在併購後較併購前，SDROA、SDROE 及 NETCB 變小、Z-score 變大，表示銀行基於自身利益考量所進行的併購，無論是營運風險、放款風險或是倒閉風險皆有改善，而且，皆已達到統計上的顯著水準。因此，相對於金融改革期間基於政府政策而進行的銀行併購，金融改革後的銀行併購案，在降低銀行風險上的確成效卓著。

表 4 進行分組樣本各風險變數中位數之無母數 Wilcoxon 符號等級檢定，結果與平均數成對 t 統計量 (表 3) 相似，但是在統計上更為顯著。表中的第一部份顯示金融改革期間的樣本，除了逾期放款比率 (NETCB) 因金融重建基金的設立而顯著降低以外，其他的風險變數在銀行併購後不但沒有改善，甚至還反而顯著增加。表 4 第二部份金融改革結束後的樣本，SDROA、SDROE 及 NETCB 變小，Z-score 變大，皆已達到統計上 5% 以上的顯著水準，表示金融改革結束後所進行的銀行併購，能明顯達成降低銀行經營風險、放款風險及倒閉風險的效益。因此，表 4 的結果再度驗證了銀行基於自身利益評估所進行的銀行併購，才能達到降低銀行風險的成效，配合政府政策所進行的併購，反而可能會有反效果。

二、迴歸分析

本文進一步以迴歸分析探討銀行併購前後的風險變化，第 i 家銀行第 t 年的迴歸模型，如式 (1) 所示：

$$Risk_{i,t} = \alpha + \beta_1 Dummy_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 EQ_{i,t} + \beta_4 LQ_{i,t} + \beta_5 Risk_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

表 4 分組樣本各風險變數中位數之無母數 Wilcoxon 符號等級檢定

	前	後	差異 (後減前)	Z 值
	金改期間			
SDROA	0.127	0.298	0.171	1.892*
SDROE	1.745	3.437	1.692	2.302**
NETCB	3.784	2.546	-1.238	-1.776*
Z-score	53.337	25.771	-27.566	-2.187**
	金改後			
SDROA	0.259	0.080	-0.179	-2.853***
SDROE	4.551	1.142	-3.409	-2.421**
NETCB	1.783	0.774	-1.009	-3.205***
Z-score	22.819	76.839	54.020	2.800***

註：1. 以 Wilcoxon 符號等級檢定檢視併購前後各風險變數的中位數變化。

2. SDROA 為資產報酬風險，SDROE 為股東報酬風險，NETCB 為逾期放款比率，Z-score 代表倒閉風險。

3. * 表示 P 值 < 0.1，** 表示 P 值 < 0.05，*** 表示 P 值 < 0.01。

迴歸模型的應變數 (Risk) 為各種風險變數，分別為資產報酬風險變數 (SDROA)、股東報酬風險變數 (SDROE)、逾期放款比率 (NETCB) 以及倒閉風險變數 (Z-score)；自變數 Dummy 為一個虛擬變數，銀行併購後，Dummy=1；銀行併購前，Dummy=0。如果 Dummy 的迴歸係數在資產報酬風險 (SDROA)、股東報酬風險 (SDROE)、銀行放款風險 (NETCB) 的模型中為負數，在銀行倒閉風險 (Z-score) 的模型中為正數，則代表銀行併購後風險降低。

仿照劉景中 (2008) 的做法，加入的控制變數包括：銀行資產規模 (Size)、資本占資產比率 (EQ)、流動比率 (LQ)、以及各風險變數落後一期 ($Risk_{t-1}$)，亦即資產報酬風險落後一期 (ROA_{t-1})、股東報酬風險落後一期 (ROE_{t-1})、逾期放款比率落後一期 ($NETCB_{t-1}$) 以及倒閉風險落後一期 ($Z-score_{t-1}$)。銀行資產規模 (Size) 以取對數後的銀行資產來表示，資產規模越大的銀行，越能適應環境變動的衝擊，對於降低風險越有幫助；然而，當銀行越能適應環境變動的衝擊時，也可能會傾向做高風險的放款，以致提高了風險；因此，銀行規模與銀行風險間，並沒有一定的變動方向。資本占資產比率 (EQ) 用來衡量金融機構自有資金是否足夠，此比率越高，銀行越能防範重大損失所導致的周轉不靈狀況，

銀行的股東也越能監督管理者從事高風險的放款，因此，越能降低銀行的風險。流動比率 (LQ) 以流動資產除以流動負債衡量，當銀行流動比率越高時，由於資產變現性提高，銀行安全性提高，銀行風險因而降低。將各風險變數落後一期列為控制變數是為了反映銀行之風險可能具有持續性的現象，係數為正，代表風險具有持續性。

本文在進行迴歸分析¹前，先以 VIF(Variance Inflation Factor) 值檢視各解釋變數的共線性問題，本文各迴歸模型的 VIF 值最高為 2.079，低於有共線性問題時的 10(Neter et al., 2004)，表示本文的迴歸模型中各自變數並沒有存在共線性的問題。本文並且以 White(1980) 的方式調整迴歸殘差項的異質變異問題。

(一) 銀行併購與營運風險之迴歸分析

1. 銀行併購與資產報酬風險之迴歸分析

表 5 以迴歸模型分析銀行併購與資產報酬風險 (SDROA) 之間的關係，分別依全部樣本、金改期間與金改後三個迴歸模型作分析。迴歸模型的 F 值高度顯著而且調整後判定係數 (調整後 R^2) 在 0.42 以上，表示迴歸模型配適良好而且解釋能力高。

主要的研究變數虛擬變數 Dummy 的迴歸係數在全部樣本與金改期間都不顯著，在金改後，迴歸係數為 -0.084，達到統計上 10% 上的顯著水準，顯示金融改革結束後的銀行併購案，可以使得銀行資產報酬風險顯著降低。

在控制變數方面，除了資產報酬落後一期 ($SDROA_{t-1}$) 的迴歸係數在全部樣本、金改期間與金改後三個迴歸模型皆顯著為正以外，其餘的控制變數都不顯著，顯示銀行的營運風險的確具有持續性的現象。

¹ 本文共有 53 個銀行合併樣本，合併前後的樣本數原本應為 106 個。由於金融改革期間的樣本中，有兩家銀行落後一期變數的資料有所欠缺，因此，在進行迴歸分析時，合併前後的樣本數僅剩 102 個。

表 5 銀行併購與資產報酬風險之迴歸分析

	全部樣本	金改期間	金改後
常數項	0.799 (0.816)	0.888 (0.609)	0.474 (0.466)
Dummy	0.014 (0.315)	0.079 (1.147)	-0.084* (-1.971)
Size	-0.026 (-0.711)	-0.028 (-0.532)	-0.019 (-0.506)
EQ	-0.001 (-0.062)	-0.000 (-0.002)	0.020 (0.656)
LQ	-0.000 (-1.084)	-0.000 (-1.350)	0.000 (0.198)
SDROA _{t-1}	0.687*** (9.081)	0.646*** (4.841)	0.758*** (4.876)
F 值	19.415***	10.863***	17.278***
調整後 R ²	0.477	0.420	0.664
樣本數	102	62	40

註：1. 應變數：SDROA 為資產報酬風險；自變數 Dummy 為一個虛擬變數，銀行併購後，Dummy=1；銀行併購前，Dummy=0。控制變數：Size 為銀行資產規模、EQ 為資本佔資產比率、LQ 為流動比率、ROA_{t-1} 為資產報酬風險落後一期。

2. 括號內為經 White(1980) 調整後的 t 值。

3. * 表示 P 值 <0.1，** 表示 P 值 <0.05，*** 表示 P 值 <0.01。

2. 銀行併購與股東報酬風險之迴歸分析

表 6 以迴歸模型分析銀行併購與股東報酬風險 (SDROE) 之間的關係，分別依全部樣本、金改期間與金改後三個迴歸模型作分析。迴歸模型的 F 值高度顯著而且調整後判定係數 (調整後 R²) 在 0.713 以上，表示迴歸模型配適良好而且解釋能力高。

表 6 銀行併購與股東報酬風險之迴歸分析

	全部樣本	金改期間	金改後
常數項	5.531(0.424)	3.620(0.191)	16.183(0.842)
Dummy	0.298(0.496)	1.449(1.562)	-1.518**(-2.581)
Size	-0.130(-0.281)	-0.090(-0.136)	-0.475(-0.747)
EQ	-0.229(-0.961)	-0.106(-0.425)	-0.286(-0.751)
LQ	-0.001(-0.445)	-0.002(-0.820)	0.000(0.177)
SDROE _{t-1}	0.868***(16.070)	0.860***(9.539)	0.723***(4.613)
F 值	63.397***	34.962***	36.778***
調整後 R ²	0.755	0.766	0.713
樣本數	102	62	40

註：1. 應變數：SDROE 為股東報酬風險；自變數 Dummy 為一個虛擬變數，銀行併購後，Dummy=1；銀

- 行併購前， $Dummy=0$ 。控制變數：Size 為銀行資產規模、EQ 為資本佔資產比率、LQ 為流動比率、 ROE_{t-1} 為股東報酬風險落後一期。
2. 括號內為經 White(1980) 調整後的 t 值。
 3. * 表示 P 值 <0.1 ，** 表示 P 值 <0.05 ，*** 表示 P 值 <0.01 。

主要的研究變數虛擬變數 $Dummy$ ，其迴歸係數在全部樣本時並不顯著，在金改期間迴歸係數為 1.449，t 值為 1.562 已接近統計上的顯著水準，表示金融改革時期以政府政策主導銀行併購案，併購後反而可能會提高銀行的股東報酬風險。在金改過後， $Dummy$ 的迴歸係數為 -1.518，達到統計上 5% 上的顯著水準，顯示金融改革結束後所做的銀行併購，能使銀行股東報酬風險降低的效果甚為顯著。

控制變數股東報酬落後一期 ($SDROE_{t-1}$) 的迴歸係數顯著為正，再度顯示銀行的營運風險的確具有持續現象。迴歸模型中的其他的控制變數都不顯著，表示其他控制變數解釋銀行風險的能力有限。

(二) 銀行併購與放款風險之迴歸分析

表 7 以逾期放款比率 ($NETCB$) 代表放款風險，分析銀行併購與逾期放款比率之間的關係，分別依全部樣本、金改期間與金改後三個情形作分析。迴歸模型的 F 值高度顯著而且調整後判定係數 (調整後 R^2) 在 0.568 以上，表示迴歸模型配適良好而且解釋能力高。

主要的研究變數 $Dummy$ 的迴歸係數在全部樣本、金改期間與金改後期間，迴歸係數皆為負，顯示銀行的併購對降低放款風險是有助益的。尤其是在金融改革結束後的銀行併購成效最為卓著， $Dummy$ 的迴歸係數已達到統計上的顯著水準。

在控制變數方面，銀行資產規模 ($Size$) 的迴歸係數在金融改革結束後顯著為正，表示資產規模可能會增加銀行的風險。逾期放款率落後一期 ($NETCB_{t-1}$) 的迴歸係數在全部樣本、金改期間與金改後皆顯著為正，顯示銀行的放款風險具有持續性的現象。

(三) 銀行併購與倒閉風險之迴歸分析

表 8 以 Z-score 代表倒閉風險，Z-score 越高代表倒閉風險越低。依全部樣本、金改期間與金改後三個情形分析銀行併購與倒閉風險之間的關係。表 8 顯示迴歸模型的 F 值高度顯著而且調整後判定係數 (調整後 R^2) 在 0.439 以上，表示迴歸模型配適良好而且解釋能力高。

主要的研究變數虛擬變數 $Dummy$ 的迴歸係數在全部樣本與金改期間，呈現不顯著為負的情形，表示金改期間的銀行併購，並不會降低倒閉風險。然而，在金改期間結束後的迴歸模式中， $Dummy$ 的迴歸係數為 31.089，達到統計上 10% 以上的顯著水準，表示金改後所進行的銀行併購，會使銀行的倒閉風險變小。因此，金融改革結束後，銀行基於自身需求評量而從事的併購案，的確能使銀行降低倒閉風險。

表 7 銀行併購與放款風險之迴歸分析

	全部樣本	金改期間	金改後
常數項	-0.631 (-0.098)	-1.457 (-0.150)	-3.882* (-1.979)
Dummy	-0.482 (-1.379)	-0.649 (-1.019)	-0.157* (-1.758)
Size	0.029 (0.123)	0.077 (0.221)	0.153** (2.110)
EQ	0.081 (0.547)	0.063 (0.289)	-0.072 (-1.532)
LQ	-0.001 (-1.080)	-0.001 (-0.895)	-0.000 (-0.049)
NETCB _{t-1}	0.794*** (7.764)	0.776*** (6.415)	0.937*** (17.440)
F 值	17.1235***	10.994***	107.831***
調整後 R ²	0.677	0.568	0.914
樣本數	102	62	40

註：1. 應變數：NETCB 為逾期放款比率；自變數 Dummy 為一個虛擬變數，銀行併購後，Dummy=1；銀行併購前，Dummy=0。控制變數：Size 為銀行資產規模、EQ 為資本佔資產比率、LQ 為流動比率、NETCB_{t-1} 為逾期放款比率落後一期。

2. 括號內為經 White(1980) 調整後的 t 值。

3. * 表示 P 值 <0.1，** 表示 P 值 <0.05，*** 表示 P 值 <0.01。

在控制變數方面，資本佔資產比率 (EQ) 的迴歸係數在金融改革期間顯著為負，表示金改期間的併購案，即使銀行擁有高的資本佔資產比率，仍不能防止銀行陷入倒閉危機。流動比率變數 (LQ) 的迴歸係數在全部樣本與金改期間時顯著為正，表示金改期間的併購案，能因銀行的流動比率提高而強化變現能力，進而降低倒閉風險。倒閉風險落後一期 (Z-score_{t-1}) 的迴歸係數在三個迴歸模型中，皆呈現顯著為正的情形，表示銀行的倒閉風險具有持續性。

表 8 銀行併購與倒閉風險之迴歸分析

	全部樣本	金改期間	金改後
常數項	-220.022 (0.586)	-413.096 (-0.737)	-371.996 (-0.521)
Dummy	-7.906 (-0.446)	-33.724 (-1.341)	31.089* (1.940)
Size	7.856 (0.577)	16.752 (0.791)	12.797 (0.480)
EQ	-7.880 (-1.154)	-19.487** (-2.055)	4.504 (0.454)
LQ	0.223*** (3.920)	0.334** (2.269)	0.014 (0.205)
Z_score _{t-1}	1.244*** (6.738)	1.457*** (3.446)	0.764*** (4.673)
F 值	16.827***	3.753***	16.787***
調整後 R ²	0.439	0.553	0.468
樣本數	102	62	40

註：1. 應變數：Z-score 為倒閉風險；自變數 Dummy 為一個虛擬變數，銀行併購後，Dummy=1；銀行併購前，Dummy=0。控制變數：Size 為銀行資產規模、EQ 為資本佔資產比率、LQ 為流動比率、Z-score_{t-1} 為倒閉風險落後一期。

2. 括號內為經 White(1980) 調整後的 t 值。

3. * 表示 P 值 <0.1，** 表示 P 值 <0.05，*** 表示 P 值 <0.01。

伍、穩健性測試

一、刪除併購期間重疊之樣本

本文要探討銀行併購前後兩年的風險變化，如果同一家銀行在兩年內進行兩次以上的併購，則兩次併購的前後期間將有所重疊，將可能會干擾研究結果。有鑑於銀行第一次進行的併購案對銀行可能衝擊較大，因此，本文將同一家銀行在兩年內進行兩次以上併購的樣本，保留第一次進行併購者，刪除第二次以上進行併購者，並重新檢視研究結果。刪除後，金融改革期間有 25 個樣本，金融改革後有 13 個樣本。

刪除併購期間重疊樣本的研究結果(未列表²)與未刪除樣本前相似，亦即，金融改革期間的銀行併購反而會使營運風險與破產風險增加，金融改革結束後的銀行併購則會使各種類型的風險減少。因此，本文的研究結果並不受刪除樣本影響，具有穩健性。

² 為了精簡文章篇幅，相似的研究結果並未列表，但相關結果可向作者取得。

二、考慮金融海嘯之影響

2007 年雷曼兄弟倒閉引爆全球金融海嘯，使得包括花旗銀行在內的許多銀行損失慘重，面臨嚴重的銀行風險。金融海嘯的發生，對本文的研究結果是否有影響，是一個值得討論的問題。

本文以 2001 年至 2006 年為金融改革時期，以 2007 年至 2012 年為金融改革結束後期間，亦即，2007 年至 2009 年發生的金融海嘯 (Adams-Kane et al., 2015) 係落在本文的金融改革結束後期間。因此，即使面對金融海嘯的衝擊，金融改革結束後的銀行併購案仍能達到風險降低效果。因此，本文的研究結果，並不受到金融海嘯影響，具有穩健性。

陸、結論與建議

一、結論

本研究以 2001 年至 2012 年進行併購之主併銀行為樣本銀行，探討銀行併購對於銀行經營風險、放款風險及倒閉風險的降低是否有所幫助，研究結果發現，在不將樣本作分類時，銀行併購並無法明顯地降低風險。將樣本依據金融改革期間與金融改革結束後分成兩組，發現金融改革期間的銀行併購，並不能達到風險降低的效果；金融改革結束後的銀行併購，則能達到營運風險、放款風險及倒閉風險顯著降低的併購效益。因此，只有銀行基於自身利益考量而從事的銀行併購，才可以達到全面降低銀行風險的效益，配合政府政策所進行的銀行併購對銀行風險的助益有限。

二、建議

由本文的研究結果可知，銀行進行併購後是否有助於降低銀行的風險，係視銀行的併購動機而定。金融改革期間所進行的銀行併購案，多係遵照政府政策而進行，以致併購後風險改善的效果有限；金融改革結束後所進行的銀行併購，係銀行基於自身利益考量而進行併購，結果果然能改善銀行的風險。因此，未來政府在推動金融改革時，切勿違反市場法則，應讓銀行在「物競天擇」的自然法則下進行併購，才能使併購成效更為顯現。本文的研究結果，是否可以運用在風險以外的績效指標 (例如：獲利、效率等) 上，亦是未來值得研究的議題。

參考文獻

- 林卓民，鄭婉秀與劉和昌 (2004)，「臺灣地區銀行合併之因素與績效」，〈《真理財經學報》〉，10，57-84。
- 陳永琦與傅祖壇 (2003)，「本國銀行合併之效益分析」，〈《經濟研究》〉，39，173-196。
- 陳若暉與蔡靜宜 (2002)，「商業銀行合併信用合作社之績效改善分析」，〈《產業管理學報》〉，3，21-38。
- 蔡永順 (2012)，「金融合併與風險傳染 - 臺灣實證研究」，〈《商略學報》〉，4，93-113。
- 劉景中 (2008)，「銀行集中度與臺灣銀行業的獲利性及風險」，〈《經濟論文叢刊》〉，36，327-355。
- 劉景中 (2009)，「銀行集中度、銀行市場競爭度與銀行風險：臺灣實證研究」，〈《經濟論文叢刊》〉，37，105-135。
- 劉景中 (2009)，「銀行集中度與臺灣銀行業風險之關聯性研究：以證券市場資料評估」，〈《商管科技季刊》〉，10，527-552。
- Adams-Kane, J., Jia, Y., and Lim, J. J. (2015), "Global Transmission Channels for International Bank Lending in the 2007-09 Financial Crisis," *Journal of International Money and Finance*, 56, 97-113.
- Behr, A. and Heid, F. (2011), "The Success of Bank Mergers Revisited: An Assessment Based on a Matching Strategy," *Journal of Empirical Finance*, 18, 117-135.
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., and Levine, R. (2006), "Bank Concentration, Competition, and Crises: First Results," *Journal of Banking & Finance*, 30, 1581-1603.
- Benston, G., Hunter, W., and Wall, L. (1995), "Motivations for Bank Mergers and Acquisitions: Enhancing the Deposit Insurance Put Option versus Earnings Diversification," *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 777-788.
- Bikker, J. A. and Haaf, K. (2002), "Competition, Concentration and Their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry," *Journal of Banking & Finance*, 26, 2191-2214.
- Boyd, J. H. and De Nicol, G. (2005), "The Theory of Bank Risk-taking and Competition Revisited," *Journal of Finance*, 60, 1329-1343.
- Boyd, J. H., Graham, S., and Hewitt, R. (1993), "Bank Holding Company Mergers with Nonblank Financial Firms: Effects on the Risk of Failure," *Journal of Banking & Finance*, 17, 43-63.
- Campa, J. M. and Hernando, I. (2006), "M&As Performance in the European Financial Industry," *Journal of Banking & Finance*, 30, 3367-3392.
- Chang, E. J., Guerra, S. M., Lima, E. J. A., and Tabak, B. M. (2008), "The Stability – concentration Relationship in the Brazilian Banking System," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 18, 388-397.
- Corvoisier, S. and Gropp, R. (2002), "Bank Concentration and Retail Interest Rates," *Journal of Banking & Finance*, 26, 2155-2189.

- De Nicol, G., Batholomew, L., Zaman, J., and Zephirin, M. (2004), "Bank Consolidation, Conglomeration and Internationalization: Trends and Implications for Financial Risk," *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 13, 173-217.
- Jiménez, G., Lopez, J. A., and Saurina, J. (2013), "How Does Competition Affect Bank Risk-taking?" *Journal of Financial Stability*, 9, 185-195.
- Montgomery, H., Harimaya, K., and Takahashi, Y. (2014), "Too Big to Succeed? Banking Sector Consolidation and Efficiency," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 32, 86-106.
- Neter, J., Wasserman, W., and Kutner, M. H. (2004), *Applied Linear Statistical Models*, 5th ed., Singapore: McGraw-Hill.
- Rhoades, S. A. (1993), "Efficiency Effects of Horizontal (in-market) Bank Mergers," *Journal of Banking & Finance*, 17, 411-422.
- Shaffer, S. (1993), "Can Megamergers Improve Bank Efficiency?," *Journal of Banking & Finance*, 17, 423-436.
- Shih, M. S. H. (2003), "An Investigation into the Use of Mergers as a Solution for the Asia Banking Sector Crisis," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43, 31-49.
- Uhde, A. and Heimeshoff, U. (2009), "Consolidation in Banking and Financial Stability in Europe: Empirical Evidence," *Journal of Banking & Finance*, 33, 1299-1311.
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and A Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817-838.
- Yeyati, E. L. and Micco, A. (2007), "Concentration and Foreign Penetration in Latin American Banking Sectors: Impact on Competition and Risk," *Journal of Banking & Finance*, 31, 1633-1647.

臺灣對外貿易之區域結構分析，1989-2014

吳慧瑛*

摘 要

本文利用 1989-2014 年國貿局進出口貿易統計資料，分 1989-1992、1993-2001、2002-2007、與 2008-2014 等四個時期，探討近二十餘年來，臺灣對外貿易區域結構的改變與原因。文中發現兩岸交流顯著地改變了臺灣對外貿易的區域結構，臺灣的進、出口重心皆由美日歐盟國家轉移到中國大陸與東協國家。其次，在眾多影響因素當中，以開放台商赴大陸投資與加入世界貿易組織 (WTO) 兩者最為關鍵，前者帶動對中國大陸的出口，後者大幅開放中國大陸進口項目，並降低兩岸貿易的交易成本。

關鍵字：世界貿易組織、出口、進口、對外投資、引力模型

JEL 分類代號：F10, F63

壹、前言

臺灣是小型開放經濟體，過去臺灣經歷兩位數的經濟成長時，出口常是最主要的貢獻。對美國貿易順差於 1970 年代持續擴大，在美國的壓力下，各項進口管制於 1979 年左右開始逐步下降，然進口雖增加，但幅度仍小於出口增幅。為了解決與美國的貿易不平衡問題，在 1985 年後，新臺幣被迫大幅升值，進口開始顯著增加。之後，隨著開放兩岸經貿交流與加入世界貿易組織 (WTO)，臺灣進出口貿易規模同時劇增，對外貿易之區域結構也出現巨大的變化。

若以進出口貿易總值占 GDP 的比例來衡量貿易依存度，此一指標於 2014 年時已高達 129.5%，其中出口占 GDP 比例為 69.9%，進口占 GDP 比例為 59.6%，後者甚至超過國內消費占 GDP 比例的 53.3%。換言之，臺灣內需市場可能已有一大部份是依靠進口，而非國內生產，這情形在加入 WTO 之後益發明顯。若再加上居高不下的海外生產比例，

* 中國文化大學經濟學系教授

則我們談論經濟成長問題時，已不能只關注於出口的增加，而無視於進口上升所帶來的影響。

在對外貿易的區域結構方面，如圖 1 所示，出口到中國大陸(含港澳)占臺灣總出口的比例由 1989 年的 10.7% 增加為 2014 年的 39.8%，同期出口到美國之占比則由 36.3% 下降為 11.1%，在 2000 年之後，中國大陸(含港澳)已取代美國為臺灣最大的出口國。另一方面，來自中國大陸(含港澳)的進口占臺灣總進口的比例亦呈快速上升趨勢，於 2013 年時已超過 16%，成為臺灣最大進口國(見圖 2)。有鑑於臺灣的貿易依存度與集中度日益提高，本文乃利用 1989-2014 年進出口貿易統計資料，探討二十餘年來臺灣對外貿易的區域結構變化及其背後原因，以供參考。

過去與臺灣貿易結構相關的文獻多數著重於出口面，然近二十餘年因進口增加速度相當快，本文將同時分析臺灣進口與出口結構的變化趨勢，資料取自 1989-2014 年經濟部國貿局進出口貿易統計資料庫。全文共分五節，第貳節回顧 1990 年以前臺灣的貿易發展情形，第參節剖析近二十餘年來臺灣進出口貿易區域結構的變化趨勢，第肆節討論改變貿易結構的重要因素，第伍節則提出結論與建議。

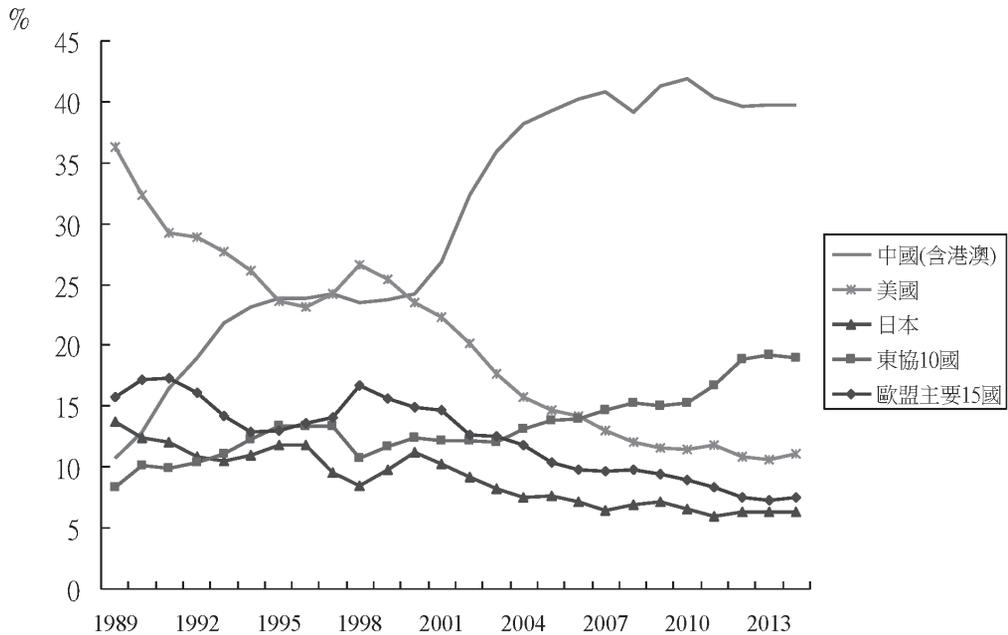


圖 1. 各主要貿易夥伴國家所占出口份額

資料來源：經濟部國貿局進出口貿易統計資料庫。

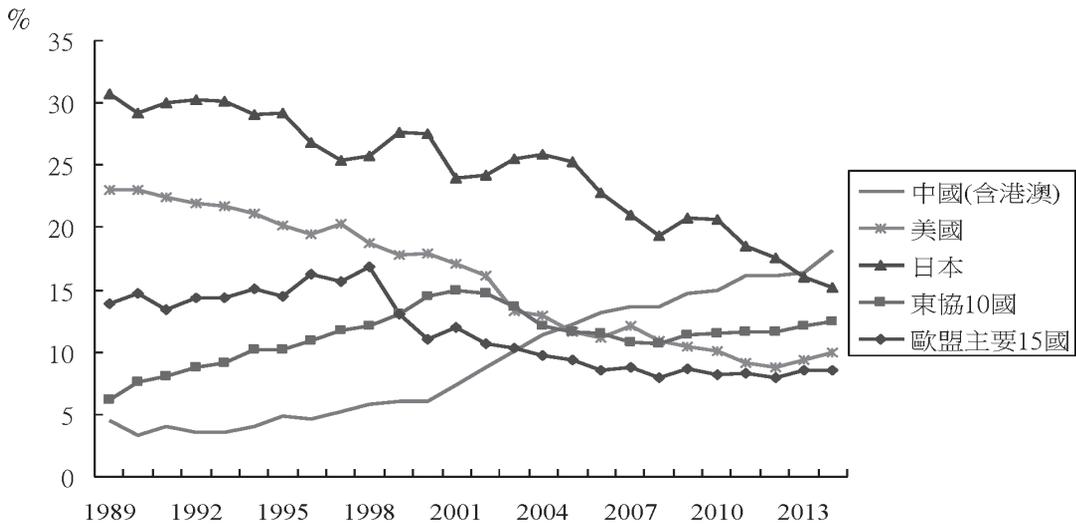


圖 2. 各主要貿易夥伴國家所占進口份額

資料來源：同圖 1。

貳、臺灣貿易發展之回顧

過去一世紀，臺灣的貿易對象歷經多次轉變。二次大戰前，臺灣以輸出米糖到日本，再從日本輸入工業產品的貿易型態為主；二次大戰後，主要貿易對象由日本轉為中國大陸。在 1949 年國民政府來台後，又斷絕與中國大陸的一切貿易往來，臺灣因而轉向其他國家尋求貿易機會。韓戰爆發後，臺灣的戰略地位大幅提升，因應軍隊對臺灣糖的需求，在美國的撮合下，日本又再度成為臺灣重要的出口國家 (瞿荊洲，1964)。¹ 此時臺灣也開始接受美國的軍事與經濟援助，有了美國援助的棉花以及自大陸遷台的紡織機器設備與人才，政府以「代紡代織」的政策，奠定臺灣紡織業初期的基礎。原本需要進口的紡織品，變成可以自給自足，到了 1950 年代中後期，甚至生產過剩。其後，為了因應美援的結束，也為了解決貿易逆差問題，經濟政策開始由「進口替代」改變為「出口導向」。

出口導向的政策開啟了一連串的经济改革，包括通過獎勵投資條例、簡化複式匯率為單一匯率、設立加工出口區、外銷退稅、保稅工廠等。政策變革再加上日本商社與香港僑資在紡織品的外銷通路的貢獻 (佐藤幸人，1995，頁 87; 張貽達，1994)，從 1966 年

¹ 佐藤幸人 (1995，頁 78) 指出臺灣對日本的貿易，在 1950 年代為出口農產品，進口工業產品；到 1960 年代轉變為對日本進口生產原料與中間產品，在臺灣加工後，出口到美國。

開始，紡織業發展成臺灣最大的出口產業，而電子產業也在獎勵外人來台投資與設立加工出口區後崛起，繼紡織業後成為臺灣的出口主力。因為紡織品與電子電氣產品出口到美國大增，使得美國於 1967 年起超越日本成為臺灣的第一大出口國。加工出口區設立後吸引許多外國企業來台投資，所生產的產品幾乎全數出口，臺灣的貿易在 1971 年開始由逆差轉為順差。由於 1970 年代的兩次石油危機，臺灣決定發展石化產業，提供了紡織業垂直整合的機會，使其日後雖遭逢下游產業外移，但仍能倚靠上游產業持續出口創匯。

在 1960 年代，臺灣除了自身的經濟改革與美國戰後的繁榮外，也因為勞工素質高且工資便宜，外國企業來台投資大增，特別是電器機械與化學製品產業，主要特色為利用勞工組裝後再出口。其中電器機械產業，美企在台投資，以回銷母國為主，日企在台投資，以銷往第三國為主，特別是美國；² 另一方面，外國企業投資的石化產業則以臺灣境內市場為主。在投資設備的購買方面，日企幾乎全部回日本購買，而美企原本也可向其母國購買，但因與母國距離較遠且當時日本工業水準已提升之緣故，使其也向日本購買相當高的比例，這些因素造成臺灣對美國享有巨額順差，對日本卻須忍受高額逆差。³ 這個三角關係約從 1960 年代中期之後一直持續到 1990 年代末期，在臺灣對中國大陸已累積大量投資後，才轉變為「臺灣對日本高額逆差，臺灣對中國大陸巨額順差，而中國大陸對美國巨額順差」的四角關係。⁴

得力於加工出口區的設立與外國資本的投入，在 1970 年左右，電子電氣機械業的出口已僅次於紡織品，其中又以電視機、收音機為主要輸出品。然而，隨著勞工成本的上升，臺灣產業開始尋求由勞力密集轉向資本 / 技術密集的可能性。李國鼎先生訪南韓後，提出成立工研院的構想，欲協助臺灣產業升級。奠基於原先加工出口區電子產業上，臺灣的出口主力，在工研院 (1973 年) 與新竹科學園區 (1980 年) 成立後，得以趕上當時潮流，轉向資訊產業 (含個人電腦、半導體等產業)。

此外，1970 年代後期個人電腦方興未艾，政府因掃蕩賭博性電玩，意外將相關民間資源導入個人電腦產業。隨著全球需求增加，臺灣也順勢在 1980 年代發展為個人電腦生產王國，出口順暢並維持經濟成長。而工研院於 1976 年與美國無線電公司 (RCA) 簽

² 劉進慶 (1995, 頁 113-115) 比較美日兩國對臺投資之差異，發現美國系企業投資規模較大，以獨資型態為主，在臺灣生產的產品，以企業內交易居多，其產品有 30% 出口給美國母公司；在美企最大投資領域－電器機械，其出口比重高達 81%。相對於美企，日本系企業投資件數較多，平均規模較小，以合資型態為主，多數產品出口到第三國。

³ 陳博志 (1994, 頁 139 & 143) 認為 1960 年代到 1980 年代間，美國之所以成為臺灣最大的出口市場，可能是因為美國當時是全球最大的市場，與其他主要市場相比，臺灣也面對較低的關稅與貿易障礙；且新臺幣從 1960-1985 年間對美元的匯率幾乎沒有變動，使得對美貿易沒有匯率風險；而美援帶來的文化層面影響也不容忽視。

⁴ 涂照彥 (1995, 頁 282) 察覺「臺灣對美國巨額順差，對日本高額逆差」的三角關係定型於 1968 年左右。

訂 CMOS 積體電路 (IC) 技術移轉授權合約後，半導體產業也在政府扶持下日益壯大，透過開發基金的部份投資，先後成立數家半導體公司，包括 1980 年聯華電子、1987 年臺灣積體電路公司等，在 1990 年代個人電腦產業逐漸外移至中國大陸後，臺灣的經濟主力轉為半導體產業 (陳鴻基 & 王俊程，1999)。但因臺灣未能搭上 1990 年代網路潮流，沒有出現新產業，使得半導體至今仍是支撐臺灣出口的主要產業。

對臺灣產業發展與出口有著深遠影響的「獎勵投資條例」也於 1990 年功成身退，由「產業升級條例」取而代之，產升條例針對研發、員工訓練支出可減稅，但取消出口收入免徵營利事業所得稅。對中小企業來說，若選擇投入研發，技術升級成功，雖可獲得高報酬，但卻是一條成本高、風險大的荊棘路，企業若不具有一定的規模，血本無歸的機率是相當高的。原本政府希望在「產業升級條例」通過後，可藉由研發帶動產業升級，然同一時期因開放台商到中國大陸投資，多數廠商認為只要外移利用大陸低廉勞工，加上既有的技術，即可因成本下降繼續獲利，因而錯失技術升級時機。以中小企業為主體的臺灣，若無政府的政策干預或提供誘因，這種結果其實是預期中的事。

曾任 MIT 管理學院院長的梭羅教授 (Lester C. Thurow) 在 1992 年受訪時，認為臺灣企業在當時薪資不斷上升之下，只有兩條路可走：第一條路是產業升級，生產高品質產品，仍能有利潤；第二條路是產業外移到中國大陸，生產低價次級產品，因工資低，亦可有利潤。其以為臺灣在對中國大陸開放後，多數企業會選擇第二條容易走的路，而不是留在臺灣致力於提升產業技術，其認為這將置臺灣經濟於險境 (梭羅，1992，頁 XVII-XVIII)。

在進口方面，臺灣對美貿易順差在 1970 年代中期後持續擴大，引來美國抗議，在不斷協商與談判之下，開始降低關稅與進口管制，名目關稅由 1974 年的 55.65% 快速降到 1980 年的 31.17%。臺灣的巨額順差加上外匯管制，帶來貨幣供給增加與通貨膨脹的問題，而當時國際間的經濟思潮也轉向海耶克 (F.A. Hayek) 的自由主義，主張政府不要干預太多。⁵ 這些因素使得經濟革新委員會於 1985 年的報告書揭示「自由化、國際化、制度化」原則，其中與貿易相關的建議包括匯率自由化、適度放寬外匯管制、逐步降低關稅、進出口貨品管理改採負面表列、大宗物資進口改為自由申報與自由採購 (朱雲鵬，1999，頁 142)。其中匯率自由化與放寬外匯管制更引發新臺幣升值與對外投資熱潮，而名目關稅再度由 1984 年的 30.81% 下降到 1988 年的 12.79%，目前約 6% 左右。

⁵ 在 1970 年代出現石油危機後，凱因斯理論無法解釋通貨膨脹與經濟衰退同時存在的現象，古典學派重新獲得重視，古典學派主張政府盡量不要干預。海耶克於 1974 年與另一學者共同獲得諾貝爾經濟學獎。

參、1989 年以來臺灣對外貿易區域結構的變化

本節利用國貿局進出口貿易統計資料，分 1989-1992、1993-2001、2002-2007、與 2008-2014 等四個時期，探討近 20 餘年來臺灣進出口貿易的區域結構變化趨勢。為了做跨年比較，所有貿易金額皆經 GDP 平減指數平減過 (2011 年為基期)，單位為百萬美元。中國大陸的貿易金額，除了大陸地區外，亦計入香港與澳門；另外，因歐盟國家眾多且加入時間不一，與歐盟之相關統計值，本文只計算目前歐盟中 15 個主要的國家，即比利時、法國、德國、義大利、盧森堡、荷蘭、丹麥、愛爾蘭、英國、希臘、葡萄牙、西班牙、奧地利、芬蘭、與瑞典。

首先，來看臺灣與不同區域間的進出口規模之變化。臺灣的出口雖然一直集中在亞洲、北美洲、與歐洲，但近 20 餘年來區域間的消長頗大。表 1 顯示，臺灣的出口重心由北美與歐洲轉向亞洲，北美洲與歐洲占臺灣出口的比例分別由 1989-1992 年間的 34.0% 與 17.5% 減少到 2008-2014 年間的 12.1% 與 10.2%；同一期間，亞洲所占比例由 39.3% 增加到 69.4%，改變最大的應屬 1993-2001 年與 2002-2007 年期間對亞洲的出口增加及對北美洲的出口減少；此外，對南美洲的出口成長也蠻明顯。進口方面也集中在亞洲、北美洲、與歐洲，其中北美洲與歐洲占臺灣進口的比例減少，亞洲占比增加。此一趨勢與出口類似，不同的是來自中東及近東的進口值占比，由 1993-2001 年間的 4.1% 增加到 2008-2014 年間的 14.5%。

其次，表 2 列出臺灣與各貿易區塊 (trading bloc) 的進出口變化趨勢。從表中可看出，對 NAFTA 的出口所占比例顯著減少，由 1989-1992 年間的 34.5% 減少到 2008-2014 年間的 12.7%。同一時期，歐盟 15 個主要國家之占比亦減少 8.2%，但對東協 10 國的出口之占比則由 9.7% 增加到 17.0%。進口方面也呈現類似的趨勢，來自 NAFTA 與歐盟 15 個主要國家的進口占比減少，但來自東協 10 國的進口占比則增加。表 3 中亦顯現，東協 10 國和 RCEP16 國的貿易餘額大幅增加，但 NAFTA 與歐盟主要 15 國則減少，而與 TPP 目前 12 個參與國家的貿易餘額則於 1993-2001 年期間由正值轉為負值。⁶

⁶ 關於 TPP 進度詳請見表 2 註 8；而 NAFTA、ASEAN、RCEP、與 TPP 的參與國家名單則見表 2 註 4 至註 8。

表 1. 對外貿易金額與比重，按區域分（年平均値）

	A. 出口				B. 進口			
	1989 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014	1989 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014
I. 金額（百萬美元，平減基期為 2011 年）								
亞洲	30215.9	52104.5	111201.4	190466.1	28683.6	47641.1	86719.4	129671.0
北美洲	25992.6	26936.7	28418.6	33125.7	15414.6	19415.3	20699.7	25554.4
歐洲	13459.7	16084.3	21713.6	27687.2	10624.6	16287.1	18352.6	27089.5
中東及近東	1744.1	2123.6	3531.1	6568.9	3296.5	3927.5	15963.0	35747.8
大洋洲	1771.1	1868.4	2701.7	4131.1	2205.1	2948.3	4492.5	9182.7
中美洲	1032.9	1370.2	1769.1	2489.5	240.1	331.9	686.9	1491.8
南美洲	598.3	1378.6	1817.6	3752.6	1530.2	1514.4	2518.9	4948.6
非洲	1393.1	1275.0	1516.0	2727.1	1385.4	1999.3	3726.2	7630.7
其他	509.5	690.6	1703.5	2953.0	233.1	801.5	2626.5	4932.2
II. 比重（%）								
亞洲	39.3	50.0	63.1	69.4	45.0	49.9	55.8	52.7
北美洲	34.0	26.1	16.8	12.1	24.3	20.6	13.6	10.4
歐洲	17.5	15.5	12.7	10.2	16.7	17.3	12.0	11.0
中東及近東	2.3	2.1	2.0	2.4	5.2	4.1	9.7	14.5
大洋洲	2.3	1.8	1.5	1.5	3.5	3.1	2.8	3.7
中美洲	1.3	1.3	1.0	0.9	0.4	0.3	0.4	0.6
南美洲	0.8	1.3	1.0	1.4	2.4	1.6	1.6	2.0
非洲	1.8	1.3	0.9	1.0	2.2	2.1	2.3	3.0
其他	0.7	0.7	1.0	1.1	0.4	0.8	1.7	2.0

資料來源：經濟部國貿局進出口貿易統計資料庫，經作者自行計算而得。

註 1：本文計算出口與進口金額時，分別含復出口與復進口資料在內。

註 2：所有貿易金額皆經 GDP 平減指數平減過，基期為 2011 年。

表 2. 對外貿易金額與比重，按貿易區塊分（年平均値）

	A. 出口				B. 進口			
	1989 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014	1989 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014
I. 金額（百萬美元，平減基期為 2011 年）								
東協 10 國	7443.4	12818	23574.5	47214.0	4910.9	11421.5	18851.6	28716.3
NAFTA	26369.4	27582.1	29379.3	34736.6	15591.6	19687.5	21076.5	26121.0
歐盟主要 15 國	12729.1	15010.4	18986.4	22710.2	8960.5	13435.8	14649.9	20440.4
Mercosur	254.4	886.2	1113.5	2440.0	855.5	695	1119.3	2639.6
RCEP 16 國	31424.4	53060	112773.2	192621.4	30598.8	50353.3	90892.1	138103.3
TPP 12 國	41437.2	47763.5	59811.6	86531.5	40387.1	55436.1	73405.5	97957.2
II. 比重（%）								
東協 10 國	9.7	12.3	13.3	17.0	7.7	11.9	12.4	11.6
NAFTA	34.5	26.7	17.4	12.7	24.6	20.9	13.9	10.7
歐盟主要 15 國	16.6	14.4	11.2	8.4	14.1	14.3	9.6	8.3
Mercosur	0.3	0.9	0.6	0.9	1.3	0.8	0.7	1.1

RCEP 16 國	40.9	50.9	64.0	70.2	48.0	52.8	58.4	56.1
TPP 12 國	54.1	46.1	34.9	31.5	63.5	58.6	47.8	40.0

資料來源：同表 1，經作者自行計算而得。

註 1：本文計算出口與進口金額時，分別含復出口與復進口資料在內。

註 2：所有貿易金額皆經 GDP 平減指數平減過，基期為 2011 年。

註 3：歐盟 (EU, European Union) 成立於 1993 年，成員國名單常有更新，目前成員 28 國。為方便跨年比較，本文選列歐盟中主要的 15 國家之進(出)口總值，包括比利時、法國、德國、義大利、盧森堡、荷蘭、丹麥、愛爾蘭、英國、希臘、葡萄牙、西班牙、奧地利、芬蘭、瑞典。

註 4：東協 (ASEAN, Association of Southeast Asian Nations) 成立於 1967 年，包括馬來西亞、菲律賓、泰國、印尼、新加坡、汶萊、越南、寮國、緬甸、柬埔寨等 10 國。

註 5：區域全面經濟伙伴協定 (RCEP, Regional Comprehensive Economic Partnership)，目前成員 16 國，含東協 10 國、中國大陸、日本、韓國、紐西蘭、澳洲、印度。

註 6：北美自由貿易協定 (NAFTA, North American Free Trade Agreement)，包括美國、加拿大、墨西哥等 3 國。

註 7：南方共同市場 (Mercosur, Mercado Común del Sur，又稱 Common Market of the South)，成立於 1991 年，目前 full members 包括巴西、阿根廷、巴拉圭、烏拉圭、委內瑞拉等 5 國。

註 8：跨太平洋夥伴協定 (TPP, Trans-Pacific Partnership)，目前參與國，包括美國、加拿大、墨西哥、日本、新加坡、越南、馬來西亞、汶萊、紐西蘭、澳洲、智利、祕魯等 12 國。TPP 已於 2016 年 2 月完成談判與文件簽署，須於兩年時間內，由各國國會同意，才正式生效。若有 6 個國家完成國內核准程序，且其 GDP 占全體參與國 GDP 加總的 85% 以上 (以 2013 年為計算基礎)，即可使 TPP 於文件簽署二年期限屆滿後六十天正式生效。

表 3. 對外貿易餘額，按貿易區塊 / 區域分 (年平均値)

	單位：百萬美元 (平減基期為 2011 年)			
	1989-1992	1993-2001	2002-2007	2008-2014
I. 區域別				
亞洲	1532.3	4463.4	24482.0	60795.2
北美洲	10578.0	7521.4	7718.9	7571.3
歐洲	2835.2	-202.7	3361.1	597.7
中東及近東	-1552.4	-1803.9	-12431.9	-29178.9
大洋洲	-434.0	-1079.9	-1790.9	-5051.7
中美洲	792.8	1038.3	1082.2	997.8
南美洲	-931.9	-135.8	-701.3	-1196.0
非洲	7.7	-724.3	-2210.3	-4903.6
其他	276.5	-110.9	-923.0	-1979.2
II. 貿易區塊				
東協 10 國	2532.5	1396.5	4722.9	18497.7
NAFTA	10777.8	7894.7	8302.8	8615.6
歐盟主要 15 國	3768.6	1574.5	4336.5	2269.8
Mercosur	-601.1	191.2	-5.8	-199.6
RCEP 16 國	825.6	2706.7	21881.1	54518.0
TPP 12 國	1050.2	-7672.6	-13593.9	-11425.7

資料來源：同表 1，經作者自行計算而得。

註 1：本文計算出口與進口金額時，分別含復出口與復進口資料在內。

註 2：所有貿易金額皆經 GDP 平減指數平減過，基期為 2011 年。

再者，關於臺灣與各個國家的進出口趨勢 (見表 4)，在 1989-1992 年間到 2008-2014 年間變化較大的包括：對中國大陸 (含港澳) 的出口占比大幅增加，由 14.76% 增加到

40.25%；對美國的出口占比由 31.7% 減少到 11.4%；對日本的出口占比由 12.3% 減少到 6.49%；對東協 10 國的出口占比由 9.7% 增加到 17.0%，特別是新加坡與越南，於 2002 年後出口金額呈倍數成長。若分期來看，中國大陸（含港澳）已於 2002-2007 年期間晉升為臺灣最大的出口國，而美國則退居其次。

在表 4 中，我們看到臺灣出口市場重心的轉移，其中美國、歐盟、與日本等先進國家的重要性下降，而中國大陸與東協等發展中國家則上升。主要原因為台商赴大陸投資，將生產重心由臺灣轉向中國大陸，使得原本由臺灣出口到歐美國家的商品，改由中國大陸出口到歐美國家。而台商對大陸投資所帶動的中間財出口增加，也使得臺灣出口到中國大陸（含港澳）之比例，從 1989-1992 年到 2008-2014 年間增加 25.5%，其間出口增加速度最快的為 2002-2007 年與 1993-2001 年兩個時期。

進口方面也呈現類似的趨勢，若與 1989-1992 年間比較，來自美國與歐盟主要 15 國的進口占比，在 2008-2014 年間各減少 12.8% 與 5.8%；但來自中國大陸（含港澳）與東協 10 國的進口占比則約分別增加 11.9% 與 4.0%，兩者的比重在 2008-2014 年間皆已超越美國與歐盟 15 國。其中來自中國大陸（含港澳）的進口占比，在加入 WTO 之後快速增加，由前一期的 5.29%，跳升為 2002-2007 年間的 11.53%，主要原因為大幅開放中國大陸物品進口項目以及兩岸開始直接貿易。

此外，臺灣雖對日本技術有強烈的依賴，但其比重卻由 1989-1992 年間的 30.0% 下降為 2008-2014 年間的 18.3%；來自南韓的進口占比，則由 1989-1992 年間的 2.70% 上升為 2008-2014 年間的 5.86%。其他進出口占比變化幅度達超過 1% 左右的國家尚包括加拿大（進出口皆減）、德國（進出口皆減）、英國（進出口皆減）、沙烏地阿拉伯（進口增）、以及科威特（進口增）。

其次，表 5 與表 6 列出各期間臺灣的前十五大出口國家與進口國家。表 5 顯示，在 1989-1992 年與 1993-2001 年兩個期間，美國仍是臺灣的最大出口國，之後則被中國大陸（含港澳）取而代之，日本則一直維持在第 3 位。新加坡於 1993-2001 年間開始穩定在第 4 位，韓國則於 2002-2007 年間躍升於第 5 位。此外，前十大出口國家中的東協國家也逐期增加，於 2008-2014 年間已有新加坡、越南、菲律賓、馬來西亞、泰國等 5 國，前十大出口國裡面東協國家已占了二分之一；另一方面，G7 國家則只剩美國、日本、與德國。

出口至中國大陸（含港澳）的金額由 1989-1992 年間的 11,431.8 百萬美元，增加到 2008-2014 年間的 110,114.4 百萬美元，20 餘年間成長超過 8 倍，其中又以 2002-2007 年期間增加速度最為顯著；反觀出口至美國與歐盟主要 15 國的金額，20 餘年間只分別成長了約 0.28 倍與 0.78 倍。成長比較快速的出口國家（或地區）尚包括印度、南韓、東協（特別是其中的越南與柬埔寨兩國）、俄羅斯聯邦、秘魯、巴西。

表 4. 貿易依存度，按國家別分 (年平均值)

單位：%

國家	A. 出口 (占臺灣總出口之比例)				B. 進口 (占臺灣總進口之比例)			
	1989 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014	1989 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014
中國大陸 (含港澳)	14.76	23.91	37.79	40.25	3.84	5.29	11.53	15.72
大陸	0.00	1.23	18.91	26.85	0.72	3.43	10.27	15.04
香港	14.65	22.47	18.71	13.31	3.11	1.83	1.25	0.67
澳門	0.12	0.20	0.17	0.09	0.01	0.03	0.02	0.01
美國	31.7	24.7	15.9	11.4	22.6	19.4	12.9	9.81
日本	12.3	10.5	7.71	6.49	30.0	27.3	24.1	18.3
韓國	1.65	2.08	3.08	3.84	2.70	4.88	7.02	5.86
印度	0.27	0.43	0.67	1.22	0.33	0.44	0.62	1.01
加拿大	2.28	1.39	0.90	0.77	1.68	1.24	0.76	0.63
澳洲	1.94	1.50	1.24	1.20	3.05	2.69	2.45	3.33
紐西蘭	0.28	0.20	0.20	0.17	0.39	0.37	0.28	0.27
東協國家								
新加坡	3.12	3.56	3.85	5.48	2.23	2.88	2.69	2.84
馬來西亞	1.64	2.37	2.23	2.31	2.08	3.33	3.22	2.95
泰國	1.98	2.13	1.90	1.99	0.91	1.71	1.72	1.47
菲律賓	1.19	1.69	1.94	2.53	0.42	1.44	1.90	0.86
印尼	1.58	1.39	1.11	1.55	1.74	2.11	2.45	2.73
越南	0.16	1.01	2.07	2.95	0.12	0.31	0.40	0.71
歐盟國家								
德國	4.54	3.46	2.47	2.11	5.07	4.87	3.49	3.19
荷蘭	2.67	3.21	2.37	1.68	1.27	1.42	1.20	1.23
英國	2.89	2.66	1.78	1.45	1.89	1.59	1.01	0.69
義大利	1.36	0.98	0.95	0.76	1.41	1.38	0.81	0.81
法國	1.66	1.14	0.78	0.57	1.84	2.58	1.25	0.99
西班牙	0.91	0.57	0.54	0.44	0.29	0.32	0.23	0.25
比利時	0.70	0.61	0.48	0.39	0.62	0.62	0.33	0.27
俄羅斯聯邦	0.03	0.14	0.25	0.42	0.48	1.03	1.05	1.12
沙烏地阿拉伯	0.76	0.39	0.25	0.50	2.54	1.72	3.73	5.31
科威特	0.13	0.07	0.05	0.06	0.47	0.51	1.96	2.84
南非	0.84	0.60	0.37	0.32	1.66	0.90	0.55	0.50
墨西哥	0.49	0.61	0.56	0.59	0.28	0.28	0.25	0.23
智利	0.22	0.21	0.12	0.12	0.78	0.68	0.64	0.74
巴西	0.14	0.55	0.47	0.72	1.14	0.59	0.64	0.95

資料來源：同表 1，經作者自行計算而得。

表 5. 出口金額年平均値，由高到低排序

單位：百萬美元（平減基期為 2011 年）

序位	1989-1992		1993-2001		2002-2007		2008-2014	
1	美國	24248.6	美國	25506.6	中國大陸	66936.6	中國大陸	110114.4
2	中國大陸	11431.8	中國大陸	24929.3	美國	26895.0	美國	31010.4
3	日本	9381.7	日本	10915.4	日本	13134.9	日本	17633.6
4	德國	3481.5	新加坡	3705.0	新加坡	6833.2	新加坡	15301.5
5	新加坡	2393.6	德國	3568.7	韓國	5393.2	韓國	10574.4
6	英國	2208.2	荷蘭	3356.8	德國	4193.2	越南	8073.7
7	荷蘭	2052.1	英國	2784.6	荷蘭	3988.7	菲律賓	7037.4
8	加拿大	1742.8	馬來西亞	2474.9	馬來西亞	3868.2	馬來西亞	6391.1
9	泰國	1519.6	韓國	2203.8	越南	3734.1	德國	5735.6
10	澳大利亞	1482.2	泰國	2186.4	菲律賓	3436.7	泰國	5469.4
11	法國	1270.8	菲律賓	1785.0	泰國	3368.0	荷蘭	4516.4
12	馬來西亞	1269.9	澳大利亞	1532.6	英國	3011.5	印尼	4235.5
13	韓國	1263.8	印尼	1435.2	澳大利亞	2162.6	英國	3963.3
14	印尼	1212.1	加拿大	1428.9	印尼	1944.3	印度	3328.5
15	義大利	1041.4	法國	1176.1	義大利	1665.8	澳大利亞	3284.8

資料來源：同表 1，經作者自行計算而得。

註：中國大陸包含港澳地區。所有貿易金額皆經 GDP 平減指數平減過，基期為 2011 年。

表 6. 進口金額年平均値，由高到低排序

單位：百萬美元（平減基期為 2011 年）

序位	1989-1992		1993-2001		2002-2007		2008-2014	
1	日本	19112.4	日本	25790.3	日本	37136.6	日本	44618.8
2	美國	14346.1	美國	18257.7	美國	19528.0	中國大陸	38992.4
3	德國	3236.2	中國大陸	5101.7	中國大陸	18587.9	美國	23995.0
4	中國大陸	2437.4	韓國	4733.2	韓國	10987.7	韓國	14433.4
5	澳大利亞	1939.0	德國	4562.7	沙烏地阿 拉伯	6140.3	沙烏地阿 拉伯	13079.4
6	韓國	1735.6	馬來西亞	3201.5	德國	5316.8	澳大利亞	8194.7
7	沙烏地阿 拉伯	1599.4	新加坡	2763.3	馬來西亞	4879.8	德國	7857.3
8	新加坡	1424.4	澳大利亞	2549.5	新加坡	4082.4	馬來西亞	7319.7
9	馬來西亞	1340.2	法國	2436.6	澳大利亞	3874.3	新加坡	7027.7
10	英國	1199.7	印尼	1996.8	印尼	3865.8	科威特	7011.0
11	法國	1171.8	泰國	1643.2	科威特	3253.8	印尼	6675.3
12	印尼	1116.6	沙烏地阿 拉伯	1637.7	菲律賓	2696.0	阿拉伯聯 合大公國	4132.9
13	瑞士	1078.9	英國	1497.4	泰國	2633.4	泰國	3621.0
14	加拿大	1068.4	菲律賓	1435.2	伊朗	2051.8	卡達	3490.4
15	南非	1055.6	荷蘭	1349.6	法國	1907.6	安哥拉	3291.5

資料來源：同表 1，經作者自行計算而得。

註：中國大陸包含港澳地區。所有貿易金額皆經 GDP 平減指數平減過，基期為 2011 年。

表 6 顯示在本文的四個期間，日本一直是臺灣的最大進口國，若按年來看，則中國大陸(含港澳)已於 2013 年超越日本成為臺灣的最大進口國；美國於 2008 年以前的三個期間皆居第 2 位，但於 2008-2014 年間下降為第 3 位。韓國於 1993-2001 年間開始穩定在第 4 位，德國則由 1989-1993 年間的第 3 位，掉到 2008-2014 年間的第 7 位。而沙烏地阿拉伯、馬來西亞、澳大利亞、與新加坡也一直在前十大進口國家中。進口方面的變化，自中國大陸(含港澳)的進口金額，20 餘年間成長了 15 倍，到 2008-2014 年間已有 38,992.4 百萬美元，且增加速度以 2002-2007 年期間最為顯著；進口成長速度次之者為印度、南韓、東協等地區。

最後，關於各期間順差與逆差的貿易夥伴國，表 7 顯示在 1989-1993 年間，美國為臺灣最大的順差國，中國大陸(含港澳)次之；但到 1993-2001 年間，中國大陸(含港澳)已超越美國成為臺灣最大順差國。近 20 餘年來，中國大陸(含港澳)、美國、荷蘭、英國、新加坡、菲律賓、泰國等 7 國，一直都在前十大順差國家名單中。此外，臺灣對越南的順差在 1993-2001 年間為 769.8 百萬美元，到 2008-2014 年間順差為 6,291.8 百萬美元，增加了 7 倍之多，目前越南已成為臺灣第四大順差國家。對新加坡的順差增幅也有類似情形，新加坡已於 2008-2014 年間超越美國成為臺灣第二大順差國家。表 7 亦顯示日本一直是臺灣最大的逆差國，其他主要逆差國包括澳大利亞、韓國、以及沙烏地阿拉伯等產油國家。

過去二十餘年，我們發現臺灣的出口重心由美日歐盟國家轉移到中國大陸(含港澳)與東協國家，進口方面也出現類似情形。⁷ 從圖 1 可看到，除了亞洲金融風暴時期以外，在出口方面，美日歐盟國家所占比例持續下降，特別是美國，此一趨勢於 2014 年略有改變。另一方面，出口至中國大陸(含港澳)之比例則呈現跳躍式上升，到 2010 年達高峰後，已出現下降的趨勢。而東協所占比例於 1998 年後開始提高，在 RCEP 生效後的 2010-2011 年更是明顯增加，可能是部份台商為了因應中國大陸工資上漲與政策改變，而轉移投資所帶動的出口效應，不過這個現象在 2012 年後已趨緩。在進口方面(見圖 2)，美日歐盟國家所占比例亦不斷下滑，直到最近一兩年才略見回升，而中國大陸(含港澳)進口所占比例目前仍呈攀升的趨勢。

⁷ 台商將部份生產基地外移到中國大陸與東南亞國家，這種現象符合 Johnson & Noguera (2012) 的觀察，其指出生產過程的全球化，附加價值不高的部份常會移至鄰近國家生產，且區域間的貿易量也伴隨著增加。

表 7. 貿易餘額年均值，由高到低排序

單位：百萬美元（平減基期為 2011 年）

A. 貿易順差（年平均値）								
序位		1989-1992		1993-2001		2002-2007		2008-2014
1 (最多)	美國	9902.5	中國大陸	19827.6	中國大陸	48348.7	中國大陸	71122.1
2 (次多)	中國大陸	8994.4	美國	7248.9	美國	7367.0	新加坡	8273.8
3	荷蘭	1244.6	荷蘭	2007.2	越南	3100.6	美國	7015.4
4	英國	1008.6	英國	1287.2	新加坡	2750.8	越南	6291.8
5	新加坡	969.3	新加坡	941.7	荷蘭	2120.6	菲律賓	4947.6
6	泰國	932.1	越南	769.8	英國	1484.4	英國	2261.4
7	加拿大	674.5	泰國	543.2	土耳其	752.1	泰國	1848.5
8	菲律賓	643.8	墨西哥	372.2	菲律賓	740.7	荷蘭	1461.3
9	西班牙	519.0	菲律賓	349.7	泰國	734.6	土耳其	1245.0
10	巴拿馬	325.1	孟加拉	314.5	西班牙	598.7	墨西哥	1031.7
B. 貿易逆差（年平均値）								
序位		1989-1992		1993-2001		2002-2007		2008-2014
1 (最多)	日本	-9730.6	日本	-14874.9	日本	-24001.7	日本	-26985.2
2 (次多)	沙烏地阿拉伯	-1019.7	韓國	-2529.4	沙烏地阿拉伯	-5697.6	沙烏地阿拉伯	-11674.4
3	瑞士	-716.1	法國	-1260.5	韓國	-5594.5	科威特	-6841.5
4	巴西	-615.8	沙烏地阿拉伯	-1243.9	科威特	-3160.6	澳大利亞	-4909.9
5	韓國	-471.8	澳大利亞	-1016.9	印尼	-1921.5	韓國	-3859.0
6	澳大利亞	-456.8	德國	-994.1	澳大利亞	-1711.7	卡達	-3408.4
7	南非	-413.0	俄羅斯	-830.8	伊朗	-1707.6	安哥拉	-3236.3
8	阿曼	-375.0	馬來西亞	-726.6	俄羅斯	-1194.1	阿拉伯聯合大公國	-2649.6
9	智利	-326.8	瑞士	-689.6	德國	-1123.6	印尼	-2439.8
10	俄羅斯	-322.5	印尼	-561.7	安哥拉	-1102.2	阿曼	-2204.1

資料來源：同表 1，經作者自行計算而得。

註 1：篇幅所限，本表只選列貿易順差與貿易逆差最多的 10 個國家。

註 2：中國大陸包含港澳地區。

註 3：所有貿易金額皆經 GDP 平減指數平減過，基期為 2011 年。

肆、改變貿易區域結構的因素

自 1987 年對中國大陸開放探親以來，臺灣與中國大陸間的貿易由完全禁止走向逐步開放，之後更由間接貿易轉向直接貿易，再加上相同的語言文化與咫尺的距離，這些都使得中國大陸一步一步地發展成臺灣現今最大的出口國與進口國。出口到中國大陸(含港澳)占臺灣總出口的比例由 1989 年的 10.7% 增加為 2014 年的 39.8%。另一方面，來自中國大陸(含港澳)的進口金額占臺灣總進口值的比例到了 2014 年時已達 18.1%，超越日本的 15.2%。此外，從表 4 至表 6 可看出，美日兩國貿易占比大幅下滑，主要源自與中國大陸進出口金額的增加，而不是因為與美日兩國進出口金額的減少。由此可知，1989 年到 2014 年間臺灣對外貿易的區域結構產生巨大變化，中國大陸扮演著核心角色。

引力模型 (gravity model) 告訴我們，如果貿易夥伴國的經濟規模 (通常用 GDP 衡量) 愈大，或兩國距離愈近，那麼兩國間的貿易量也會愈多。隨著中國大陸的經濟規模日益增大，與臺灣又只隔一個臺灣海峽，在兩岸貿易障礙逐漸退去的情況下，中國大陸無可避免地成為臺灣重要的貿易夥伴。⁸ 此外，過去臺灣的技術水準領先對岸，在對中國大陸的出口上亦具優勢地位。以下將探討在過去二十餘年間，中國大陸如何發展成為現今臺灣最主要的貿易夥伴，進而改變臺灣的貿易結構。

除了前文提及的臺灣技術水準領先、中國大陸經濟規模擴增、以及兩岸咫尺距離 (含地理距離與語言文化距離) 等因素之外，本節將簡述其他相關因素，從遠因到近因，包括新臺幣升值、國際政治經濟因素、兩岸貿易解禁、台商赴大陸投資、負面表列自大陸進口工業品之限制、加入世界貿易組織 (WTO)、兩岸直接貿易、兩岸直航、區域整合興起等因素。圖 3 告訴我們，關稅並無法解釋 1989-2014 年間臺灣貿易結構的轉變，因為關稅下降速度最快的時候大約在 1974-1980 年與 1985-1989 年兩個時期，因此，本節未討論關稅問題。

⁸ 因中間財的貿易，距離以及衍生的運輸成本，在對外投資設廠地點的選擇與群聚，以及區域間的貿易聯盟上，皆扮演著重要角色，請參見 Krugman & Verables (1995) 與 Rossi-Hansberg (2005)，然而也有學者認為距離並不是影響區域貿易結盟的主要因素 (Krishna, 2003)。距離或國界引起的障礙可包括運輸成本、關稅與非關稅障礙、延誤、溝通協調問題 (Eaton & Kortum, 2002)。

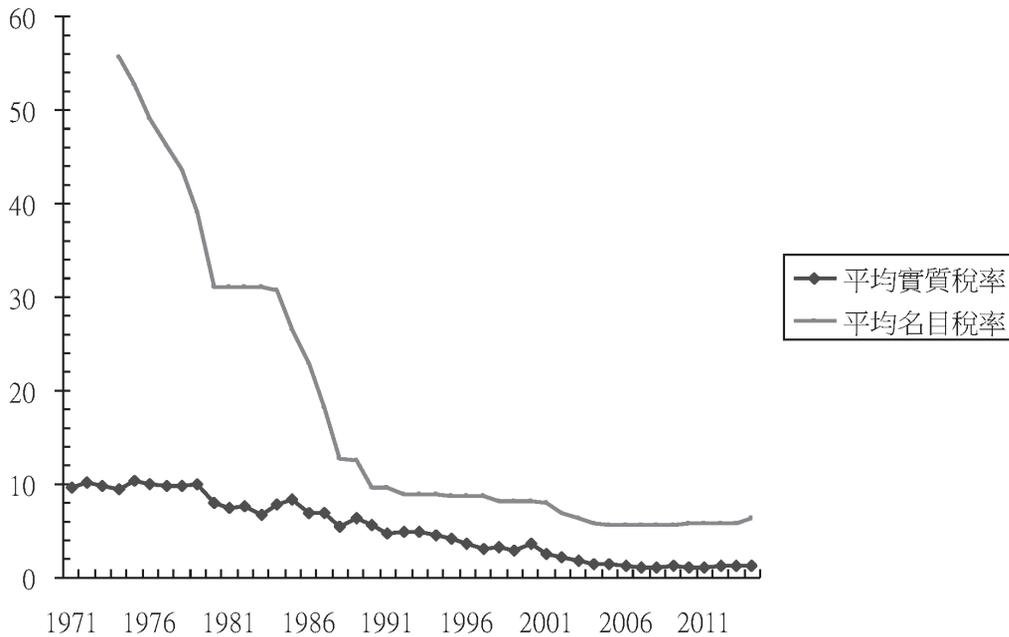


圖 3. 臺灣歷年平均名目關稅稅率與平均實質關稅稅率

資料來源：財政部。

一、新臺幣升值與國際政治經濟因素

在 1980 年代，自由主義的浪潮襲捲全球，在政治方面的影響，首推柏林圍牆倒塌與兩德統一，其後更於 1991 年造成蘇聯解體。在經濟方面的影響，以國營事業民營化與金融法規鬆綁兩者最為代表。除了能源價格下跌帶來的經濟壓力之外，國營事業民營化也是蘇聯解體背後重要的推手；金融法規鬆綁則與 2008 年美國次級房貸問題帶來的金融大海嘯有關。

在這股強大的潮流下，臺灣於 1987 年 11 月開放民眾赴中國大陸探親，隨後也在 1990 年代初期，展開兩岸的對談，1992 年 7 月公布「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」(1992.9.18 起施行)，兩岸關係正式進入法制化，貿易與投資的相關法規修訂也隨後於 1993 年完成。有了法源依據，台商赴大陸投資規模與兩岸貿易金額開始大幅增加，雖然此一時期仍須間接透過第三地區。

1980 年代除了國際政治因素之外，國際經濟因素也是重要影響因素。由於美國與日本、德國的貿易摩擦，美國在 1985 年聯合其他 G7 國家訂定廣場協議 (Plaza Accord)，脅迫日圓、馬克升值，臺灣也因為對美國享有巨額貿易順差，在美國的壓力下，新臺幣大

幅升值，造成台商尋求對外投資機會。其後更因兩岸關係解凍與法規鬆綁，使得台商赴大陸投資蔚為一股無法抵擋的風潮。因此，我們隱約的可以看出國際政治經濟因素實為改變兩岸關係與臺灣貿易結構背後的推手。

新臺幣大幅升值開始於 1986 年，其對美元的匯率由 1985 年的 39.85 與 1986 年的 37.82，升值到 1989 年的 26.4。新臺幣升值同時，也帶來經濟泡沫化的現象，工資與土地價格不斷上升，同一時期勞工與環保意識也開始上揚，造成生產成本增加。臺灣廠商為了求生存，開始到國外投資，初期以美國與東南亞等地區為主。此時赴海外投資的廠商多屬勞力密集的中小企業，投資金額不大，其對外投資型態屬於防禦型，而非擴張型。

二、兩岸貿易由禁止到間接開放

自從國民政府撤退來台之後，海峽兩岸一直處於隔絕的狀態。雖然 1978 年中國大陸改革開放，開啟了兩岸經貿交流的契機，但在 1987 年 11 月臺灣開放民眾赴中國大陸探親之前，臺灣仍採不妥協、不接觸、不談判的「三不」政策，兩岸不管是貿易或投資金額都屬少量，與中國大陸的貿易依「取締匪偽物品辦法」處理，仍屬「走私」行為。

相對於臺灣的「三不」政策，中國大陸在改革開放之後，對臺灣的貿易成為爭取臺灣企業人士的手段，1979 年 1 月發表的「告臺灣同胞書」中首先提及兩岸應盡快展開經貿交流，進行三通（指通商、通郵、通航）。同（1979）年 5 月隨即公布「關於開展對臺灣貿易的暫行規定」，隔（1980）年又發布「購買臺灣產品的補充規定」與「對臺灣貿易試行辦法」，將臺灣進口商品視為國內貿易，免徵關稅。免徵關稅的措施後來於 1981 年 5 月被取消，但兩岸民間貿易從此開始迅速增加，更由於臺灣海關查緝人力不足，在走私防不勝防之下，迫使臺灣於 1984 年開始放寬自港澳轉口輸入中國大陸產品的限制，默許民間從事轉口貿易。1985 年臺灣宣布「對港澳地區轉口貿易三項基本原則」（即不通商、不接觸、不干預等三不原則），其中一項原則為對轉口貿易不予干預，合法化對中國大陸的轉出口。

在開放赴中國大陸探親前後，除了民間開始交流之外，同（1987）年 8 月開放了 27 項中國大陸農工原料轉進口，免受警備總部輸入檢查，隔（1988）年 8 月公告「大陸產品間接輸入處理原則」。之後，經濟部整合過去相關法令，公布「大陸地區物品管理辦法」（1989 年 6 月）與「對大陸地區間接輸出貨品管理辦法」（1990 年 8 月），正式開放兩岸間的轉口貿易（或稱間接貿易），前者取代了 1977 年公布的「取締匪偽物品辦法」。此時期的買方或賣方，須為中國大陸地區以外之第三地區業者，且物品運輸經由第三地區。

因應 1992 年 9 月實施的「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」，1993 年 4 月經濟部另制定「臺灣地區與大陸地區貿易許可辦法」，取代「對大陸地區間接輸出貨品管理辦法」與「大陸地區物品管理辦法」，但仍規定臺灣地區與中國大陸地區貿易，應以間

接方式為之。間接貿易方式一直維持到 2002 年兩岸先後加入世界貿易組織，才更改為直接貿易。

同一時期，1993 年 9 月，中國大陸對外貿易經濟合作部、海關總署發佈「關於對臺灣地區小額貿易的管理辦法」，允許在沿海指定口岸（福建、廣東、浙江、江蘇、山東、上海）進行貨物交易，每船每航次進出口限額各為十萬美元。由於沿海交易頻繁，迫使臺灣於 1995 年 5 月解除外國船舶不得直接航行於臺灣地區與中國大陸地區港口間的限制，並發布「境外航運中心設置作業辦法」，指定高雄港為境外航運中心，以貨物不通關、不入境的方式，開放中國大陸物品得在境外航運中心轉運，兩岸間貿易也因而進一步增加。

整體來說，在 1987-1993 年期間，兩岸貿易由禁止到間接開放的階段，主要的管制是在進口方面，因臺灣限制中國大陸進口商品項目仍多，故自大陸進口的金額雖增加但幅度仍有限，對臺灣經濟的影響並不十分顯著。開放自中國大陸進口商品，對臺灣經濟產生的影響，是從 1996 年 7 月大幅解除大陸進口物品的限制開始浮現，而於加入 WTO 後明顯擴大。

三、台商赴大陸投資

近 20 餘年來影響臺灣出口結構的因素，首推開放台商赴中國大陸投資。許多文獻已指出，過去臺灣出口到中國大陸的貿易金額增加，是屬於對外投資帶動的貿易型態。⁹ 台商開始大量對外投資，起源於新臺幣在 1986 年到 1989 年間大幅升值，早期對大陸的投資著眼於便宜的人力成本，將原本由臺灣出口到歐美國家的商品，改由中國大陸出口到歐美國家，即以外銷為目的，而非為了回銷臺灣。¹⁰ 台商雖將生產重心移向中國大陸，但因中間財及機器設備常自臺灣進口，使得台商赴大陸投資愈多，臺灣對中國大陸出口金額也愈高，即「投資帶動出口」，這些因素造成近 20 餘年臺灣的出口貿易結構與台商赴中國大陸投資關係密切。¹¹

Vernon(1966)提出產品生命週期理論(product cycle)，先進國家的廠商會將成熟產品，移到低工資的發展中國家生產，再出口到第三國或回銷到國內(視運輸成本而定)，造成發展中國家出口增加，而原來國家的進口則可能增加。台幣升值後，台商將勞力密集產

⁹ 龔明鑫等(2010, 頁 36& 頁 102)的研究指出 2008 年中間投入產品與機器設備約占臺灣出口的 86.7%。台商到中國大陸投資帶動原料、零組件、半成品等中間財的出口，但台商回購比重已出現下滑，由 1999 年約五成，下降到 2006 年約 3 成至 4 成間。

¹⁰ Blonigen (2001) 發現最終商品的出口與海外生產呈替代關係，即對外投資在海外生產的商品，取代了本國最終商品的出口。因此，對外投資愈多，雖帶動本國中間財的出口增加，但本國相關最終商品的出口其實是減少。

¹¹ Krugman, Cooper, & Srinivasan (1995) 認為全球化之下，跨國公司將生產過程切割，分散在不同國家，帶來中間財貿易，全球貿易量因而大增，這似乎也解釋了過去臺灣與中國大陸間的貿易情況。

業移到中國大陸以及東南亞等低工資國家，然而台灣的出口還是增加的，主要原因為：(1) 台商外移的產業所生產的商品，原以出口到歐美國家為主，並不是以回銷台灣為主要目的；(2) 中國大陸與東南亞等國家勞力豐沛，使台商外移後的生產規模得以擴大，進而帶動中間財需求增加，引發「投資帶動出口」的效應；(3) 在加入 WTO 之前，台灣對進口中國大陸生產的商品仍有許多貿易障礙，使得回銷不易。

本文將臺灣對外投資分為 1991-1992、1993-2001、2002-2007、與 2008-2014 等四個時期，並比較期間差異。為利於跨年加總平均與比較，本文所有投資金額皆經以 2011 年基期的 GDP 平減指數平減過，單位為百萬美元。表 8 列出臺灣在各地區的對外投資金額與比例之各期年平均值得。

在臺灣開放赴大陸探親後，1988 年 7 月中國大陸國務院發佈「關於鼓勵臺灣同胞投資的規定」，給予台商特別優惠待遇。由於兩岸距離與語言文化等因素，使得新臺幣升值後的對外投資熱潮逐漸由東南亞轉向中國大陸，金額也逐漸增加。1990 年 10 月經濟部發布「對大陸地區從事間接投資或技術合作管理辦法」，首次以正面表列准許到中國大陸投資的項目。有了法源依據，台商赴大陸投資規模增大，但仍須間接透過第三地區。之後因應 1992 年 7 月公布之「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」，1993 年 3 月另訂「在大陸地區從事投資或技術合作許可辦法」，取代 1990 年 10 月發布的間接投資辦法。

在開放對中國大陸投資初期，除了投資法規的鬆綁之外，金融法規的解禁也產生了推波助瀾的作用，陸委會於 1991 年 8 月公告「現階段金融機構辦理對大陸地區間接匯款作業要點」，允許經中央銀行指定辦理外匯業務的銀行及郵政儲金匯業局辦理對大陸地區的個人間接匯款業務。同年 11 月，中央銀行公布「指定銀行對臺灣地區廠商辦理大陸出口臺灣押匯作業要點」。

影響台商前仆後繼地赴大陸投資的另一個重要因素是，1992 年春鄧小平南巡後，確立「社會主義市場經濟」的改革路線，增強台商對大陸投資的信心。再加上前述法規依據，臺灣對大陸的投資規模擴增，甚至達千萬美元。表 8 顯示，對大陸投資金額在 1993-2001 年期間比起 1991-1992 年期間，增加了 8 倍之多，但對其他國家或地區的投資金額則只有微幅增加或略減。有鑒於對大陸投資的急速增加，1994 年 2 月臺灣提出南向政策，同 (1994) 年 3 月中國大陸迅速公佈「臺灣同胞投資保護法」以回應。雖然 1996 年 9 月臺灣提出「戒急用忍」政策，但台商赴中國大陸投資仍持續增加。

表 8. 臺灣對外投資金額 (年平均值) 與比例

	單位：百萬美元 (平減基期為 2011 年)				單位：%			
	1991 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014	1991 -1992	1993 -2001	2002 -2007	2008 -2014
總計	1514.3	4519.8	10568.7	15901.9	100	100	100	100
亞洲 (含中國大陸及港澳)	879.7	2584.9	7979.0	13655.4	57.35	57.72	75.55	84.96
北美洲	258.2	501.0	577.7	504.2	17.06	10.43	5.20	3.70
歐洲	54.3	79.4	227.7	208.0	3.68	1.75	2.12	1.32
中南美洲	307.3	1303.8	1597.3	1143.4	20.74	28.91	15.48	7.44
非洲	10.8	15.9	33.4	27.6	0.87	0.48	0.29	0.18
大洋洲	4.0	34.7	153.6	363.3	0.31	0.72	1.36	2.40
國家 / 地區別：								
中國大陸 (不含港澳)	213.7	1956.7	6893.0	11064.8	15.65	42.48	65.91	69.67
香港	130.5	91.6	231.6	294.0	7.85	2.39	2.20	1.92
美國	250.6	472.9	575.5	498.4	16.64	9.97	5.18	3.66
日本	4.4	76.2	52.5	335.3	0.33	1.43	0.54	1.89
韓國	0.1	19.4	8.1	73.3	0.004	0.39	0.07	0.47
印度	0.6	1.1	2.8	29.5	0.05	0.02	0.02	0.18
加拿大	7.6	28.1	2.2	5.9	0.41	0.45	0.02	0.03
澳洲	4.0	9.8	6.7	256.5	0.31	0.26	0.06	1.67
薩摩亞	0	8.5	122.9	85.9	0	0.16	1.04	0.60
東協 6 國	526.9	431.8	756.9	1817.0	33.29	10.75	6.46	10.55
新加坡	10.9	166.7	459.7	849.9	0.73	3.66	3.93	4.43
馬來西亞	306.5	52.1	37.1	131.1	18.94	1.50	0.35	0.81
泰國	86.4	66.0	136.7	37.3	6.03	1.70	0.97	0.23
菲律賓	1.3	37.9	19.5	28.7	0.09	0.90	0.21	0.19
印尼	102.9	28.6	6.5	23.3	6.14	0.77	0.07	0.14
越南	19.0	80.5	97.3	746.6	1.36	2.22	0.94	4.75
德國	9.6	6.2	9.1	12.4	0.77	0.15	0.09	0.08
荷蘭	8.3	7.8	175.8	47.5	0.61	0.21	1.60	0.33
英國	9.8	38.1	16.5	98.4	0.59	0.83	0.17	0.59
加勒比海英國屬地	258.1	1002.1	1436.9	982.3	17.85	21.88	13.95	6.31
巴拿馬	0	79.3	59.2	50.4	0	1.84	0.54	0.30
百慕達	23.7	187.3	62.6	46.7	1.30	4.31	0.59	0.42
巴西	0	3.4	4.3	30.7	0	0.06	0.04	0.19

資料來源：經濟部投審會，經作者自行計算而得。

註：所有投資金額皆經 GDP 平減指數平減過，基期為 2011 年。

之後於 2000-2001 年因網路科技泡沫化，全球經濟陷入衰退，然中國大陸即將加入 WTO，龐大內銷市場的開放已是引弓待發，加上南韓在一旁虎視眈眈，讓台商急欲佈局中國大陸市場。因應加入 WTO 的政策調整，同時也為了解決網路科技泡沫化帶來的經濟衰退問題，兩岸經貿政策由「戒急用忍」，轉向「積極開放、有效管理」。對大陸投資政策的鬆綁，與預期加入 WTO 後中國大陸市場的開放，使得台商赴對岸的投資快速

成長，赴中國大陸的台商型態轉為大型企業，投資金額擴大，投資型態由防禦型轉變為擴張型。

此一時期，對中國大陸投資的政策鬆綁可由下列相關法規的修訂看出，例如：在 2001 年 11 月修訂的「在大陸地區從事投資或投資合作審查原則」，放寬個人及中小企業赴大陸投資累計金額上限，由新臺幣 6,000 萬元提高為新臺幣 8,000 萬元；並將累計個案投資金額 2,000 萬（含）美元以下者，改用簡易審查機制。另於 2002 年 4 月修訂之「在大陸地區從事投資或投資合作許可辦法」，廢除專案審查項目，改以負面表列方式明定禁止投資大陸的項目。配合兩岸加入 WTO 的腳步，在 2002 年 7 月刪除總投資金額累計達 100 萬美元以上者，須在第三地區設立公司或事業，才能到大陸投資之相關規定。

然兩岸經貿政策於 2006 年初又轉向緊縮的「積極管理、有效開放」，例如：2006 年 12 月新增一項「重大投資案件」的審查，按其規定，個案投資金額大於 1 億美元、個案累計投資金額大於 2 億美元或單次增資金額高於 6,000 萬美元、或核心產業科技相關產業，皆須較嚴格的審查。政黨輪替後 2008 年 8 月刪除前述規定，並放寬累計個案投資金額在 5000 萬美元以下只需簡易審查，逾 5,000 萬美元才須專案審查案件，100 萬美元以下則只要申報即可，同時企業對大陸投資金額占其淨值或合併淨值之比例上限也由 40% 提高到 60%，這些都使得 2008 年 8 月後對中國大陸投資金額進一步擴增。

表 8 顯示，在 2002-2007 年間，臺灣對中國大陸（不含港澳）投資總金額，從前一期（1993-2001 年）的 1,956.7 百萬美元，增加為 6,893.0 百萬美元；同一時期對東協 6 國的投資金額也增加 75%，但對美國的投資金額則增加有限。到了 2008-2014 年間，對大陸的投資平均一年已達 11,064.8 百萬美元，其比例更已達臺灣整體對外投資的 70% 左右。製造業平均一件投資案金額來看，自 2002 年以後，對大陸投資明顯呈大型化趨勢（吳慧瑛，2014，表 3）。

從表 8 中可看出，對中國大陸投資金額成長最快的時期為 1993-2001 年間，其次為 2002-2007 年間，可能是因為兩岸關係有所突破，再加上全球經濟處於景氣循環向上的階段。值得一提的是，在加入 WTO 之前，超過 90% 的大陸投資是屬於製造業，但之後製造業所占的投資比重快速下降（圖 4），由 2002 年的 90.4% 減少到 2013 年的 55.7%，2014 年略為回升至 64.0%。製造業在投資金額方面，於 2010 年達高峰後直線下降，到 2013 年時約只有 2010 年的一半規模；另一方面，批發零售業與金融保險業的投資金額則明顯增加（圖 5）。隨著台商在大陸的投資轉向金融、零售等服務業，過去常見投資帶動出口的效應逐漸減弱。

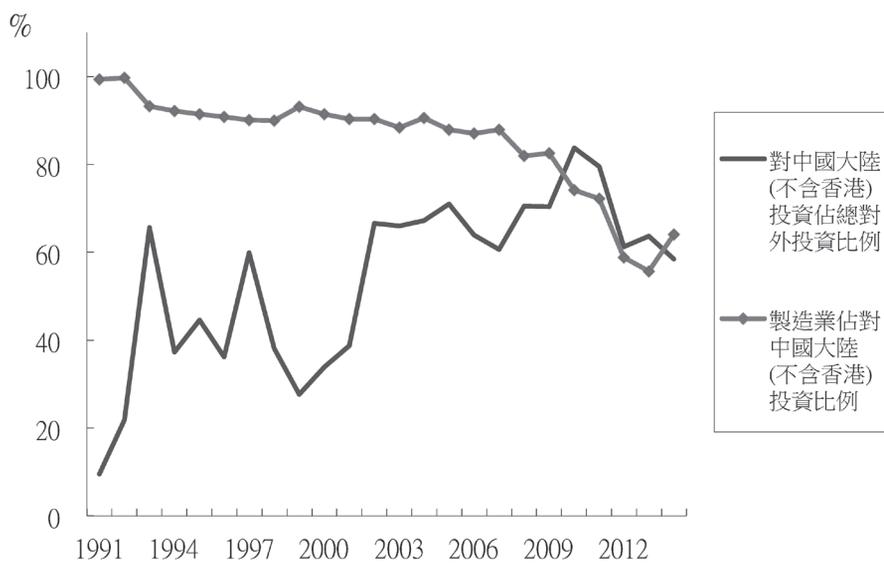


圖 4. 歷年赴中國大陸投資佔總對外投資比例

資料來源：經濟部投審會。

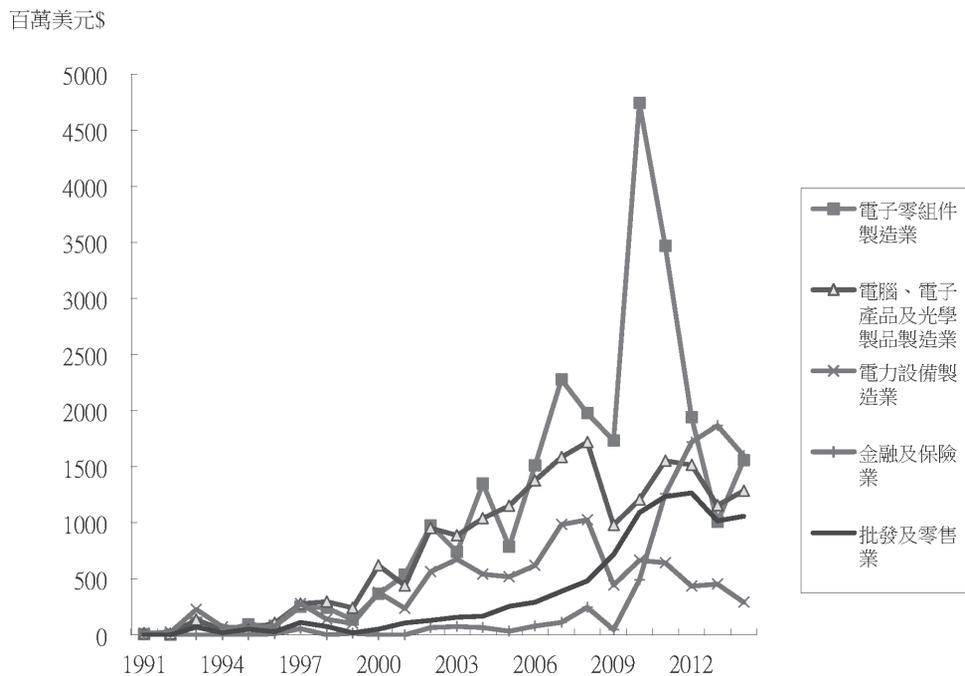


圖 5. 歷年臺灣主要產業在中國大陸投資的金額

資料來源：經濟部投審會。

四、大陸進口品開放項目劇增

開放中國大陸物品進口對臺灣進口結構產生巨大的影響，若以 HS10 碼海關稅則開放項數來看，從 1988 年 8 月不到二百項，至 1991 年 12 月時仍約少於四百項，到了 1995 年 8 月已超過二千項，約一年半後 1996 年 12 月開放項數達 4,973 項，加入 WTO 後之年底，又進一步提高到 8,055 項，至 2014 年底增為 9,308 項。從 1991 年底到 2002 年底的十一年間，對中國大陸進口品的開放速度相當驚人，特別是在加入 WTO 後，不只開放項數暴增，更因兩岸進入直接貿易，影響加劇。

過去 20 餘年間，對中國大陸物品進口開放的時程大致上有三個重要時間點。首先是 1992 年 9 月實施「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」之後的兩年（即 1993 年與 1994 年），開放項目分別新增約 797 項與 400 項。其次是 1996 年 7 月 1 日，自中國大陸進口工業產品之限制改為負面表列，新增開放項目將近 2,000 項。第三個時間點是，2002 年加入世界貿易組織(WTO)時，當年開放項目約新增 2,167 項。換言之，1993-94 年、1996 年、與 2002 年為開放中國大陸物品進口項數增加最快的三個時間點。

若以開放項數占海關稅則總項數（以 HS10 碼計算）之比例來看，圖 6 顯示農產品（海關稅則第 1-24 章）的開放比例由 1991 年 12 月的 3.8% 增加到 1995 年 8 月的 8.0%，到了 1997 年 12 月時已提高到 18.4%。至 2002 年底時農產品的開放比例已達 60.0%，直到 2014 年 12 月為止，此一比例約為 63.5%。另一方面，工業產品（海關稅則第 25-97 章）的開放比例由 1991 年 12 月的 4.2% 增加到 1995 年 8 月的 26.6%，到了 1996 年 12 月開放比例已提高到 61.8%，至 2002 年底時開放比例已達 80.0%，直到 2014 年 12 月為止，此一比例約為 86.1%。

從上文我們發現，對中國大陸工業產品的開放進口程度較農產品高、且速度也較快。開放大陸進口物品對國內農業影響最大的應是加入 WTO。對工業而言，除了加入 WTO 的 2002 年產生巨大衝擊外，之前 1993-1996 年間開放速度也相當快，特別是 1996 年自中國大陸進口工業產品之限制改為負面表列，工業品開放比例在一年半之間約增加了 35%。

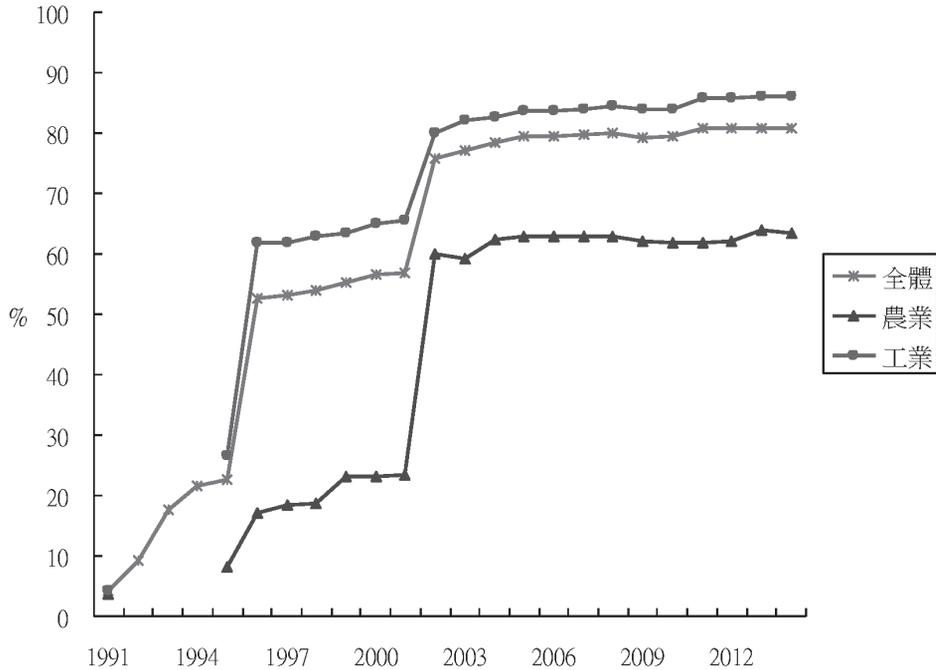


圖 6. 臺灣歷年對中國大陸進口商品開放項數比例，以 HS10 碼海關稅則項數計算

資料來源：吳慧瑛 (2014)，表 4；1996-2014 年資料取自經濟部國貿局。

五、加入世界貿易組織 (WTO)，開啟兩岸直接貿易

影響臺灣貿易結構的另一關鍵因素為兩岸先後加入世界貿易組織 (WTO)。加入 WTO 開啟與中國大陸的直接貿易，也讓臺灣與中國大陸的進、出口激增，且進口增速快過於出口增速。這種進口成長高於出口成長的現象，不只出現在 2002-2007 年期間，且仍持續於 2008-2014 年期間。

為了加入 WTO 及其前身 GATT，臺灣早在 1994 年 7 月就已經大幅降低進口管制，1996 年 7 月，自中國大陸進口工業產品之限制也開始改為負面表列，除了中國大陸進口品的開放項目暴增外，對來自其他國家進口品的非關稅貿易障礙也減少。¹² 加入 WTO 之後，對臺灣經濟的影響大概有下列 6 項：(1) 修訂大量的法規；(2) 進口管制全面性減少；(3) 兩岸貿易由間接轉向直接；(4) 對中國大陸開放進口項目劇增；(5) 台商赴中國大陸投資，不論是總金額或平均一件投資金額，皆大幅上升；(6) 對中國大陸進出口貿易激增。

¹² 陳添枝 (1999, 頁 402-405) 指出台灣在 1990 年以後，關稅降幅減緩，貿易自由化改以降低進口管制的方式進行，特別是免除進口簽證；此外，為了加入 GATT(即 WTO 前身)，於 1994 年 7 月 1 日起將進口管制措施改為「負面表列制」(不含中國大陸)。

在發生台海危機之後，中國大陸希望藉由支持臺灣加入 WTO，緩和兩岸關係，並促成兩岸三通，但有一個前提是中國大陸須先加入 WTO。因此，當 2001 年 12 月 11 日中國大陸正式成為世界貿易組織第 143 個會員時，臺灣隨後也於 2002 年 1 月 1 日以「臺灣、澎湖、金門及馬祖個別關稅領域」成為 WTO 第 144 個會員。

經濟部於 2002 年 02 月 13 日修改「臺灣地區與大陸地區貿易許可辦法」第 5 條，將臺灣地區與大陸地區貿易，應以間接方式為之，改為“得以直接方式為之”；其買方或賣方，原應為大陸地區以外之第三地區業者，改為“得為大陸地區業者”；但物品之運輸，仍應經由第三地區或境外航運中心為之。此一條文（即第 5 條）後來在 2008 年 12 月 12 日兩岸展開直航時刪除。在加入 WTO 之後，開放與中國大陸直接貿易，兩岸貿易交易成本大幅下降。¹³

加入 WTO 之後，臺灣對中國大陸開放進口項目總數由 2001 年 12 月的 5,888 項，增加為 2002 年 12 月的 8,055 項，新增 2,167 項，其中農產品增 862 項，工業產品增 1,305 項；這一年間，農產品的開放比例由 23.4% 增加到 60.0%，工業產品由 65.4% 增加到 80.0%。表 5 與表 6 告訴我們，臺灣出口到中國大陸（含港澳）金額，由 1993-2001 年間的 24,929.3 百萬美元，增加到 2002-2007 年間的 66,936.6 百萬美元；自中國大陸（含港澳）進口金額，則由 5,101.7 百萬美元，增加到 18,587.9 百萬美元；出口與進口分別增加 1.69 倍與 2.64 倍。

六、兩岸直航，運輸成本下降

兩岸直航的概念最早出現於，1979 年 1 月中國大陸人大常委會發表的「告臺灣同胞書」，其提及兩岸應立即展開經貿交流，進行三通（指通商、通郵、通航）。臺灣則屬於被動回應，歷經設置境外航運中心、小三通、與兩岸海空運直航等三階段。一般而言，臺灣的通航政策採取「先貨後客、先海後空」原則（陳光華，2000）。

在臺灣設置境外航運中心之後（見前述），對岸於 1996 年 8 月發布「臺灣海峽兩岸間航運管理辦法」與「關於臺灣海峽兩岸間貨物運輸代理業管理辦法」，同（1996）年接著發布「關於實施臺灣海峽兩岸間航運管理辦法有關活動的通知」，開放福州與廈門兩港為兩岸直航港口。之後，中國大陸於 1999 年 3 月實施「大嶝對臺小額商品交易市場管理辦法」，設立小額商品交易市場，允許免稅購買限額臺灣商品，將金馬與大陸沿海之間的走私合法化。大嶝島（臺灣稱大登島）位於廈門市東南方，與金門相距約 2 公里。

¹³ 兩岸間接貿易的交易成本包括轉口或轉運時，需要更換交通工具，卸貨轉船增加額外費用與時間；若是過境（或稱灣靠），雖不需更換交通工具，但仍有押匯、保險等財務成本。兩岸間接貿易的中介地，除了香港以外，尚有新加坡、日本的石垣島、那霸、與韓國的群山、釜山等地。相關內容詳見高長 & 宋恩榮等（1995）。

在兩岸貿易已經無法禁止的情況下，臺灣於 2000 年 4 月公布「離島建設條例」，並於 2001 年元旦公布「試辦金門馬祖與大陸地區通航實施辦法」，開始試辦金門、馬祖小三通，同時也為加入 WTO 做準備。

加入 WTO 後，2003 年展開兩岸春節包機首航，因 2003 年爆發 SARS 疫情而延緩擴大實施小三通，直到 2008 年 4 月才恢復擴大「小三通」的規劃。在 2008 年政黨輪替之後，於同 (2008) 年 12 月公布施行「臺灣地區與大陸地區海運直航許可管理辦法」，次 (2009) 年 6 月施行「臺灣地區與大陸地區空運直航許可管理辦法」，啟動兩岸海空運直航。另外，在 2008 年 12 月也刪除「臺灣地區與大陸地區貿易許可辦法」原先規定：物品之運輸應經由第三地區或境外航運中心為之。至此，兩岸貿易已不需經由第三地區或境外航運中心，運輸成本大為下降。比較 2002-2007 年與 2008-2014 年兩期，表 5 與表 6 顯示，出口與進口分別增加 64.5% 與 109.8% (含港澳)，延續前一期進口成長高於出口的現象。

七、區域整合與雙邊自由貿易協定興起

二次大戰後，在以自由貿易為目標的關稅暨貿易總協定 (General Agreement on Tariffs and Trade, GATT) 之下，進行了八回合的談判，其中甘迺迪回合 (1964-1967)，平均關稅約下降三分之一，除了農業等特定產業外，主要工業化國家的關稅幾乎皆減半，之後各回合的談判重心則轉向非關稅障礙之移除與智慧財產權之保護。在烏拉圭回合 (1986-1994) 時，平均關稅已由 6.3% 下降至 3.9%，該回合也決議成立 WTO。¹⁴ 杜哈回合為 WTO 成立後的第一回合談判，相較於 1947 年首次日內瓦回合參與談判國家只有 23 國，2001 年 11 月杜哈回合參與國家已超過一百四十個國家。

杜哈回合由於參與國家眾多，包括彼此利益衝突的已開發國家與發展中國家，使得談判難有結果，也因此造成多邊與雙邊自由貿易協定如雨後春筍般興起。而臺灣雖然已加入 WTO，但在外交受阻之下，能參與的多邊或雙邊自由貿易協定都屈指可數，在某種程度上，限制了臺灣與中國大陸以外的其他國家之貿易發展，使得台商透過投資中國大陸與東協等國來擴展對外貿易。區域整合因素除了透過關稅與對外投資來影響出口之外，亦可能影響外人來台投資的意願，間接改變臺灣的出口。¹⁵ 但決定台商對外投資與外人來台投資的因素甚多，諸如勞動成本、水電成本、政府法規與效率等，因此，多邊或雙邊自由貿易協定真正的影響究竟多大，仍須進一步研究，更不能只看其對出口成長

¹⁴ 請參見 Chapter 10 “The Political Economy of Trade Policy” in Krugman et al. (2012)。

¹⁵ 在供應鏈被切割並分散數國的情形之下，關稅對貿易量的影響比以前更大，因為中間財跨越國界的貿易可能不只一次，不像最終商品貿易只有一次。因此，關稅只要下降一點，貿易量就會增加許多，請參見 Hummels, Ishii, & Yi (2001) 與 Yi (2003)。此外，關稅也會影響對外投資地點的選擇 (Rossi-Hansberg, 2005)。

的效果，而忽略其對進口開放的承諾。

再者，近十餘年來，臺灣約半數出口來自第 16 類產品(含電子、電機、資訊等製品)，多數在資訊科技協定(ITA, Information Technology Agreement)下已享有零關稅，而其他工業產品在 WTO 之下，平均關稅水準不到 4%。¹⁶ 在平均關稅水準不高之下，臺灣廠商若能提高自身的技術水準，減少對海外廉價勞工的依賴，將高端核心事業留在臺灣生產，而對外投資則以生產低階產品為主，或許可以降低參與區域整合受阻的影響。

此外，臺灣於 2010 年 6 月與中國大陸簽署「海峽兩岸經濟合作架構協議」(Economic Cooperation Framework Agreement, ECFA)。ECFA 是一個漸進式開放的「架構性協議」，內容包括貨品貿易、貿易救濟措施、服務貿易、投資、早期收穫等項目。早收清單內的商品於 2011 年 1 月 1 日開始降關稅，分 3 年將關稅降為零。以 HS 8 碼海關稅則項數計算，早收清單內，臺灣出口到中國大陸的商品稅則號列有 539 項，中國大陸出口到臺灣則有 267 項。相較於八千七百餘項海關稅則(HS 8 碼)，目前早收清單中的商品稅則所占比例不高。

伍、結論

本文探討 1989 年至 2014 年間，臺灣對外貿易區域結構的變化趨勢，資料來自經濟部國貿局進出口貿易統計庫，研究發現臺灣進出口市場重心已由美日歐盟國家轉移到中國大陸與東協等發展中國家的現象，中國大陸(含港澳)已分別於 2000 年與 2013 年晉升為臺灣最大的出口國與進口國。值得一提的是，出口至中國大陸(含港澳)之比例在 2010 年達 41.89% 的高峰後，已出現下降趨勢，另一方面，中國大陸(含港澳)進口所占比例由 1993 年間的 3.6%，快速增加至 2014 年的 18.1%，目前仍呈攀升趨勢。

在出口方面，美國與歐盟主要 15 國占臺灣總出口的比例由 1989-1992 年間的 31.7% 與 16.6%，下降為 2008-2014 年間的 11.4% 與 8.4%；日本所占比重也由 1989-1992 年間的 12.3% 下降為 2008-2014 年間的 6.49%。另一方面，臺灣出口到中國大陸(含港澳)與東協 10 國所占之比例，由 1989-1992 年間的 14.76% 與 9.7%，增加到 2008-2014 年間的 40.25% 與 17.0%。從 2008-2014 年間亞洲所占之比例已將近七成，可看出臺灣的出口明顯地往亞洲集中。

在進口方面，日本所占比重由 1989-1992 年間的 30.0% 下降為 2008-2014 年間的

¹⁶ 由 WTO 主導的首次 ITA 於 1996 年 12 月達成協議，將資訊科技產品進口關稅降為零，其涵蓋全球 90% 以上的相關產品貿易額。新的資訊科技協定擴大談判(ITA 2)，於 2015 年 7 月完成協議，同意免除超過 200 項相關產品關稅，包括新世代半導體、全球定位系統(GPS)裝置、核磁共振造影設備等，目前已超過 80 個 WTO 成員國參與。請參見 WTO 網站，https://www.wto.org/english/tratop_e/inftec_e/itaintro_e.htm。

18.3%；美國與歐盟主要 15 國的比重則分別由 1989-1992 年間的 22.59% 與 14.09%，下降為 2008-2014 年間的 9.81% 與 8.32%。而中國大陸（含港澳）與東協 10 國於 2008-2014 年間所占比重已上升為 15.72% 與 11.63%，皆已超越美國與歐盟 15 國。此外，新加坡與越南也已成爲臺灣前四大貿易順差國之一。

近二十年來，臺灣的貿易結構產生巨大的變化，然臺灣與美日等主要國家的貿易金額並未減少，與中國大陸的進出口金額大幅增加才是主要的改變。因此，臺灣貿易結構的改變實與中國大陸密切相關，始於台商赴大陸投資與開放中國大陸商品進口，並歷經兩岸禁止貿易、間接貿易、與直接貿易等三個過程。赴大陸投資帶動對中國大陸的出口，而中國大陸進口品開放項目的跳躍性成長，則引發中國大陸進口金額激增，這些皆使臺灣貿易重心轉向中國大陸，其中，兩岸關係法制化後的 1993-1996 年與加入 WTO 的 2002 年為影響臺灣貿易結構的關鍵時點。

隨著 1992 年公布「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」，兩岸關係進入法制化，臺灣對大陸的投資規模擴增；到了 2002 年加入 WTO 後，又再出現一波赴大陸的投資熱潮，並帶動出口的成長。另一方面，中國大陸進口商品對臺灣經濟產生影響，從 1996 年 7 月大幅解除進口限制後開始浮現，然當時兩岸仍為間接貿易，故最大的衝擊應屬 2002 年加入 WTO，其不僅帶來直接貿易，降低了兩岸貿易的交易成本，也開放更多中國大陸物品進口，後來的兩岸直航，讓運輸成本更進一步下降，來自中國大陸的進口也因而倍數增加。

加入 WTO 之後，隨著製造業占大陸投資比重快速下降，投資帶動出口的效應逐漸弱化，再加上紅色供應鏈出現與中國大陸經濟成長速度放慢，臺灣已面臨出口減緩的挑戰。另一方面，來自中國大陸進口品的競爭，對國內經濟與就業的衝擊卻與日俱增。Krugman(1979) 提到一個國家通常須靠技術領先，才能維持出口的優勢與相對高的所得水準。因此，改善臺灣貿易結構可先由提升產業技術水準著手，透過教育變革培養具創新能力的高階人力，降低企業對廉價勞工的依賴，增加國內投資與就業。其次，尋求加入區域整合的機會，藉由貿易障礙的移除，協助臺灣分散進出口市場，降低對單一市場依賴的風險。

參考文獻

- 朱雲鵬 (1999)，「經濟自由化政策之探討」，收錄於施建生主編，《一九八〇年代以來台灣經濟發展經驗》，中華經濟研究院出版，133-169。
- 佐藤幸人 (1995)，「貿易的作用」，收錄於谷蒲孝雄編著，《台灣的工業化：國際加工基地的形成》，人間出版社，75-88，第3章第3節，1992年初版。
- 吳慧瑛 (2014)，「剖析台灣對大陸進出口貿易結構的變化趨勢」，貿易政策論叢，21，117-151。
- 涂照彥 (1995)，「貿易—主導經濟增長的機動力」，收錄於劉進慶、涂照彥、隅谷三喜男編著，《台灣之經濟—典型 NIES 之成就與問題》，人間出版社，275-329。
- 高長、宋恩榮等 (1995)，兩岸三地間接貿易的實證分析，大陸委員會委託研究計畫報告，9月。
- 張貽達 (1994)，「外國資本和華僑資本」，收錄於段承璞編著，《台灣戰後經濟》，人間出版社，232-272。
- 梭羅 Thurow, Lester C. (1992)，《世紀之爭—競逐全球新霸主》，天下出版社，顧淑馨譯。
- 陳光華 (2000)，「WTO 架構下兩岸通航政策思維」，《WTO 架構下兩岸經貿關係—研討會實錄》，財團法人孫運璿學術基金會出版，48-76。
- 陳添枝 (1999)，「貿易政策的演變」，收錄於施建生主編，《一九八〇年代以來台灣經濟發展經驗》，中華經濟研究院出版，391-426。
- 陳博志 (1994)，「臺灣產品與其他國家出口品在美國市場上替代彈性」，收錄於薛琦主編，《臺灣對外貿易發展論文集》，聯經出版公司出版，135-155。
- 陳鴻基、王俊程 (1999)，《臺灣地區 資訊產業傳》，中華徵信所出版。
- 劉進慶 (1995)，「民間企業的發展」，收錄於谷蒲孝雄編著，《台灣的工業化：國際加工基地的形成》，人間出版社，120-145，第4章第3節，1992年初版。
- 瞿荊洲 (1964)，「臺灣之對日本貿易」，《臺灣之對外貿易》，臺灣研究叢刊第78種，臺灣銀行經濟研究室編印，41-84。
- 龔明鑫、葉懿倫、花佳正 (2010)，全球化下台灣出口依賴度及集中度等相關問題之整合研究，經建會委託研究計畫報告，4月。
- Blonigen, B.A. (2001), "In Search of Substitution between Foreign Production and Exports," *Journal of International Economics*, 33(1), 81-104.
- Eaton, J. and S. Kortum (2002), "Technology, Geography, and Trade," *Econometrica*, 70(5), 1741-1779.
- Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi (2001), "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade," *Journal of International Economics*, 54(1), 75-96.
- Johnson, R.C. and G. Noguera (2012), "Proximity and Production Fragmentation," *American Economic Review*, 102(3), 407-411

- Krishna, P. (2003), "Are Regional Trading Partners 'Natural'?" *Journal of Political Economy*, 111(1), 202-226.
- Krugman, P. R. (1979), "A Model of Innovation, Technology Transfer, and the World Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, 87(2), 253-266.
- Krugman, P. R., R. N. Cooper, and T. N. Srinivasan (1995), "Growing World Trade: Causes and Consequences," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 327-77.
- Krugman, P. R. and A. J. Venables (1995), "Globalization and the Inequality of Nations," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 857-880.
- Krugman, P.R., M. Obstfeld, and M. J. Melitz (2012), *International Economics: Theory & Policy*. Boston: Pearson Education Limited.
- Rossi-Hansberg, E. (2005), "A Spatial Theory of Trade," *American Economic Review*, 95(5), 1464-91.
- Vernon, R. (1966), "International Investment and International Trade in the Product Cycle," *Quarterly Journal of Economics*, 80(2), 190-207.
- Yi, Kei-Mu. (2003), "Can Vertical Specialization Explain the Growth of World Trade?" *Journal of Political Economy*, 111(1), 52-102.

觀光旅遊與經濟成長的因果關係： 臺灣的實證研究

陳鳳琴*

摘要

本研究使用三變數（觀光、匯率及國內生產毛額）向量自我迴歸模型，以臺灣 1960-2014 年資料，探討觀光引導經濟成長假說、經濟成長驅動觀光假說抑或經濟成長與觀光雙向回饋假說，何者適用於臺灣？由於觀光需求易受重大事件衝擊影響而產生結構性轉變，臺灣觀光旅遊需求曾經面臨多次的災難衝擊，進而影響經濟成長。據此，傳統誤差修正模型將無法合理描繪出觀光與經濟成長的領先落後關係，為合理與完整分析此三變數非線性調整行為，本研究以 Enders and Siklos (2001) 的門檻共整合和不對稱門檻誤差修正模型進行此議題的探討。研究結果顯示，來臺旅遊人次與實質匯率長期具有顯著的領先落後雙向影響效果、來臺旅遊人次與經濟成長和實質匯率與經濟成長在門檻值之下存在領先落後雙向影響效果；在門檻值之上，經濟成長長期單向領先來臺旅遊人次、實質匯率長期單向領先經濟成長，驗證經濟成長與觀光雙向回饋假說的研究觀點。短期方面，經濟成長分別單向影響來臺旅遊人次和實質匯率。

關鍵字：觀光、經濟成長、門檻共整合模型、不對稱門檻誤差修正模型

JEL 分類代號：L83, C22, O11

壹、緒論

觀光業向來有無煙囪工業之稱，觀光旅遊可以透過觀光外匯收入、創造新的商業和就業機會並增加稅收收入，刺激經濟成長發展 (Elkan, 1975; Clancy, 1999; Belloumi, 2010)，並已受到大多數國家的重視，它是繼石油和汽車業之後世界第三大產業。Jenkins (1980) 指出旅遊是開發中國家經濟成長的推手，主要理由是基於旅遊是高度成長的產

* 新生醫護管理專科學校國際商務科助理教授

業，並且旅遊使國際財富重分配、旅遊無國際貿易障礙、旅遊具有向後聯結相關產業特性、旅遊可免費使用天然設施等。當各國所得愈高時，隨著時間增加，各國旅遊人數就會愈增 (Bhattacharya and Narayan, 2005)。許多開發中國家依賴觀光業以保持經濟的持續成長 (Sinclair, 1998)。世界觀光旅遊委員會 (World Travel & Tourism Council, WTTC) 指出，未來十年全球觀光旅遊業成長率將持續超過全球經濟成長率，同時，學者亦證明以旅遊為基礎的經濟結構，平均而言較其它經濟活動呈現快速成長 (Brau, Lanza and Pigliaru, 2003)，臺灣亦不例外，1960 年~2013 年來臺旅遊人數平均成長率為 12.85%，而同期 GDP 平均成長率為 7.69%，兩者呈現正相關，且觀光旅遊成長率超過經濟成長率。由此可知，觀光旅遊產業對於全球經濟發展之影響將持續扮演重要角色，也促使各國將旅遊發展視為驅動經濟成長的利器。

臺灣政府於 1956 年正式啟動觀光事業發展計畫，開放外國人來臺觀光，1979 年開放國人出國觀光，1994 年對日、美、英等 15 國實施免簽證措施，2008 年 7 月開放陸客來臺觀光，2008 年金融海嘯後，政府為提振國內經濟復甦，更將「觀光旅遊」列為六大新興產業之一，這些觀光政策的實施，使得來臺旅遊人數日益攀高，對臺灣經濟成長產生極大影響。近年來我國觀光產業穩健成長，2014 年~2015 年觀光競爭力全球排名第 14，亞洲排名第 3 (WEF 評比)，此一佳績，奠定臺灣在全球及亞太觀光旅遊板塊的地位與發展潛力。

自 2001 年至 2014 年，除 2003 年在 SARS 疫情陰霾籠罩下，使得來臺觀光旅客人數遭受衝擊而驟減外，每年來臺觀光旅遊人數均呈現正成長。臺灣觀光產業逐年成長直接帶動觀光相關產業就業機會的增加，進而帶動國內經濟成長。2014 年觀光外匯收入為 146.15 億美元，占臺灣 GDP 之 2.76%，外籍旅客來臺觀光旅遊實為國內觀光產業持續發展重點之一。上述資料顯示觀光產業帶動來臺旅遊人數逐年上揚及觀光外匯收入的增加，此對臺灣經濟成長有相當大的正面影響。

觀光發展一般被認為是正面貢獻於經濟成長，所以各國普遍以公共政策推廣觀光 (Luzzi and Fluckiger, 2003)，希望藉由發展觀光促進經濟成長。但是，未必每個國家都是觀光引導經濟成長 (tourism-led growth) 的正向關係，可能適合推動其它政策，而非將資源投注於推動觀光。因此，了解一國觀光發展與經濟活動之間的關係，將有助於國家決策者訂定適量資源投入觀光發展。

在推動國家觀光產業轉型升級，以吸引來臺觀光人數及觀光外匯收入，除了完善的軟硬體設施外，總體經濟因素亦須納入考量，如匯率的波動將左右進出口、投資及消費，進而刺激經濟成長，代表景氣成長的國內生產毛額最能反映旅遊業的興衰，在總體環境中，經濟因素以代表景氣成長的國內生產毛額、物價指數及匯率三項總體因素對影響來臺旅遊人數及觀光外匯收入最為顯著，因此，本文以物價指數平減後的實質國內生產毛

額及實質匯率做為經濟因素的代理變數。

因先前諸多研究以線性方法探討觀光旅遊與經濟成長之趨勢關係，較少文獻以非線性方法探討觀光與經濟之關係，並檢驗是否有門檻存在。因此，本研究將採 Enders and Granger (1998) 及 Enders and Siklos (2001) 所發展的門檻自我迴歸模型 (Threshold Autoregressive Model, TAR)，及動差門檻自我迴歸模型 (Momentum-Threshold Autoregressive Model, M-TAR)，進行臺灣觀光旅遊與經濟成長之非線性門檻關係研究，並進一步利用門檻誤差修正模型 (Threshold Error-Correction Model, TECM)，觀察台灣觀光發展與經濟成長是否存在長期或短期非對稱互動關係。

本研究主要貢獻在於建構門檻共整合模型來檢視臺灣旅遊發展與經濟成長關係，以準確估計旅遊發展對經濟成長影響的重要性，進一步利用不對稱誤差修正模型解釋旅遊發展與經濟成長之因果關係，彼此間是否存在領先 (lead) 或落後 (lag) 之關係。研究架構如下：第一部分介紹本文研究動機與目的，第二部分為文獻探討，第三部分介紹實證方法，第四部分為實證結果與分析，包含敘述統計、單根檢定、共整合檢定與因果關係檢定，最後部分為本研究結論。

貳、文獻探討

近年來由於社會變遷、經濟發展與文化差異等因素影響觀光業的旅遊需求，許多國家積極爭取觀光競爭力的表現，以利於吸取國際觀光客。鑒於觀光對經濟成長的重要性，近年來吸引許多學者投入此議題的相關研究，應用計量經濟方法進行實證分析，陸續發表觀光旅遊和經濟成長關係的相關論述，包含臺灣，但這些研究對於觀光和經濟的因果關係至今尚未能得到一致性的結論。

從貿易經濟成長關係理論觀點，探討觀光與經濟成長關係大致從三個觀點討論：觀光引導經濟成長假說 (tourism-led economic growth hypothesis, TLEG)；經濟成長促進觀光假說 (economic-driven tourism growth hypothesis, EDTG)；經濟成長與觀光雙向回饋假說 (Oh, 2005)。首先觀光引導經濟成長假說，是以觀光發展對經濟成長具有單向領先關係；反之，若是經濟成長影響觀光旅遊，是為經濟成長促進觀光假說；然而觀光與經濟成長交互假說認為經濟成長與觀光發展兩者間因果關係是雙向的。認識經濟成長與觀光發展因果關係是非常重要的，因為它可提供給政府相關單位作為決策的參考指標。

一、觀光引導經濟成長假說 (TLEG)

透過觀光外匯收益、觀光帶動的就業機會、稅收及對觀光國家的潛藏利益，研究觀光旅遊是否 Granger 領先經濟成長。Ghali (1976) 以夏威夷的觀光與經濟成長為題，考慮

政府支出與觀光支出對所得的影響，開啟了觀光引導經濟成長研究之濫觴。Balaguer and Cantavell-Jorda (2002) 以西班牙資料分析，發現觀光和經濟成長存在長期穩定關係，西班牙的旅遊發展單向領先經濟成長。Eugenio-Martin et al. (2004) 探討拉丁美洲國家 1985-1998 年旅遊和經濟成長的關係，採用 Arellano and Bond 縱橫資料估算，發現低所得和中所得國家人均旅遊成長會促進經濟成長，而高所得國家此關係則不成立。Dritsakis (2004) 以實質 GDP、實質有效匯率與國際觀光收入為外生變數，採用希臘 1960-2000 年季資料，探討希臘觀光與經濟成長的長期關係，研究結果顯示國際觀光收入及實質匯率會影響經濟成長，這兩種因果關係較為強烈 (strong Granger causal)，而經濟成長或實質匯率對國際觀光收入的影響力則為簡單的因果關係 (simply causal)。Durberry (2004) 利用共整合與因果檢定，探討模里西斯 (Mauritius) 1952-1999 年觀光與經濟成長的關係，檢定結果發現觀光旅遊對模里西斯經濟有顯著正向影響關係，支持 TLEG 假說。Gunduz and Hatemi (2005) 認為土耳其亦支持觀光引導經濟成長假說。Lee and Chang (2008) 採用縱橫共整合和縱橫因果檢定方法，探討 OECD 和非 OECD 國家 (包含亞洲、拉美和撒哈拉以南非洲地區) 1990-2002 年，觀光旅遊和經濟成長長期關係，實證發現觀光對 GDP 的影響，非 OECD 國家比 OECD 國家更具影響力。當以旅遊收入為變數時，撒哈拉以南非洲國家影響力最大。此外，OECD 國家旅遊發展長期單向領先經濟成長，而非 OECD 國家，旅遊和經濟成長則為雙向回饋關係。Chen and Chiou-Wei (2009) 採用 1975:Q1-2007:Q1 季資料，以 EGARCH-M 模型驗證臺灣和南韓觀光發展與經濟成長，結果臺灣支持觀光導向成長假說，而南韓的觀光和經濟成長則為雙向回饋關係。Akinboade and Braimoh (2010) 與 Brida et al. (2010) 證實南非和烏拉圭支持 TLEG 假說。Trang et al. (2014) 探討越南於 1992-2011 年國際旅遊收入和 GDP 的關係，實證發現旅遊發展和經濟成長兩者間存在長期均衡關係，並支持旅遊導向成長假說。

國內亦有學者從事這方面研究，如柏婉貞 (2012) 參考 Brau et al. (2007) 旅遊密度定義，將實證樣本資料分為高、低旅遊密度國家，估計不同旅遊密度下，各國旅遊發展與經濟成長之因果關係，結果發現高旅遊密度、低所得非洲國家，支持旅遊導向成長假說，低旅遊密度、中高所得歐美國家則不支持旅遊導向成長假說。從過去文獻探討中，大部分國家支持 TLEG 假說和觀光與經濟成長雙向回饋假說。龔顯宏 (2013) 利用追蹤資料 Granger 因果關係檢驗觀光與經濟成長間的關係，研究顯示支持觀光引導經濟成長假說的國家有澳洲、韓國、俄羅斯、臺灣、美國與香港，認為觀光專業化程度較高的國家可持續觀光旅遊政策，對於促進經濟發展可產生較佳的綜效。建議臺灣可以增強服務貿易開放，進行區域多邊貿易自由化，拓展觀光旅遊出口商機。

根據新古典成長理論，出口擴張透過外溢效應帶來產值的增長 (Tang & Abosedra,

2014)。旅遊服務視為一種無形商品可能刺激經濟成長 (Kibara, Odhiambo & Njuguna, 2012)，TLEG 假說是出口導向成長假說 (export-led growth, ELG) 的延伸。關於 ELG 假說，旅遊業扮演促進經濟成長的一個重要角色，聯合國世界旅遊組織 (UNWTO) 和世界觀光旅遊委員會 (WTTC)(Cortes-Jimenez et al., 2009) 亦支持此一論點。

二、經濟成長驅動觀光假說 (economic-driven tourism growth hypothesis, EDTG)

Narayan (2004) 證實斐濟島 (Fiji) 支持 EDTG 假說。Oh (2005) 探討南韓觀光發展對經濟成長的貢獻，以 1975-2001 年季資料採用 Engle-Granger 兩階段分析法與雙變量 VAR 模型，利用共整合方法發現經濟成長導致旅遊發展的單向關係，GDP 成長 1% 帶動觀光旅遊成長 0.19%。Odhiambo (2011) 採用 ARDL 邊界檢定法檢視坦桑尼亞 (Tanzania) 觀光引導成長假說，實證結果發現觀光發展與經濟成長間短期有雙向因果關係，長期則是經濟成長影響觀光發展的因果關係。

三、經濟成長與觀光雙向回饋假說

Ongan and Demiroz (2005) 研究土耳其 1980 年 Q1~2004 年 Q2 觀光收入與經濟成長的長期關係，研究結果顯示觀光收入與經濟成長有雙向 Granger 因果關係。Kim et al. (2006) 採用臺灣季資料 (1971Q1-2003Q2) 和年資料 (1956-2002) 以實質 GDP 和觀光客人數為實證變數，應用共整合和 Granger 因果關係檢定方法，實證發現臺灣觀光旅遊和經濟成長具有長期關係，且兩者存在雙向 Granger 領先—落後關係。換言之，臺灣觀光發展與經濟成長兩者互為正向影響。Lee and Chien (2008) 採用 1959-2003 年臺灣實質 GDP、觀光收入、觀光旅客人數與實質匯率等變數，探討臺灣觀光發展與經濟成長長期因果關係，考慮結構性單根檢定和共整合檢定，實證結果發現，臺灣觀光發展與經濟成長兩者間存在相互影響的 Granger 因果關係。Seetanah (2011) 觀察 19 個島國經濟體觀光與經濟成長關係，利用 Granger 因果檢定，結果認定這些島國觀光旅遊和經濟成長具有雙向領先—落後關係。Tang (2013) 利用邊界檢定法和誤差修正模型分析馬來西亞旅遊收入、實質所得和實質匯率之間的動態關係，結果發現變數間存在長期均衡關係。旅遊收入和實質所得具有長期雙向領先—落後關係，然而短期間兩者卻沒有因果關係。

實質匯率是前往一個國家旅遊相對物價的指標，如果觀光國物價下跌，前往該國旅遊相對是便宜的，因為相等的外國貨幣可以買更多的旅遊國產品 (Demir, 2004)。Gunduz and Hatemi-J (2005) 和 Katircioğlu (2009, 2010) 探討匯率與旅遊互動關係之研究，指出匯率是影響觀光旅遊和經濟成長關係的一個重要變數。Meurer (2010) 分析巴西國外觀光客行為，發現旅客人數對全球所得非常敏感，會受匯率影響，但其需求則不具敏感性，以

美元計價的觀光外匯收入與匯率有負向關係。Tang (2013) 也證實馬來西亞實質匯率對實質觀光收入和實質所得存在長、短期單向領先關係，實質匯率對旅遊業是正向影響，因此必需穩定匯率避免匯率波動過大造成國際觀光客源的流失。

過去相關研究的結論，十分不一致，有些文章未發現觀光旅遊與經濟成長間有任何因果關係，有些發現兩變數間具單向因果關係，另有學者發現雙向因果關係。即使研究臺灣資料者，Kim et al. (2006) 和 Lee and Chien (2008) 得到雙向因果關係的結論，而 Chen and Chiou-Wei (2009) 得到觀光單向領先經濟成長的結論，莫衷一是。鑑於這些研究各有不足之處，本研究打算使用臺灣時間序列資料，以三變數門檻共整合及誤差修正模型，研究 TLEG 或 EDTG 對臺灣的適用性。選用臺灣資料進行研究，主要原因有二：其一為臺灣從 1979 年開放國人出國觀光，2008 年 7 月開放陸客來臺，使得臺灣觀光產業，無論質與量均產生極大變化，此舉是否有助於經濟起飛，值得以嚴謹的計量方法驗證；其二為過去已有數篇研究臺灣資料的相關論文，唯他們的研究方法和計量模型與本文不同，研究結果可相互印證。

一國觀光旅遊業的發展，若能帶動國際旅遊人數及消費顯著成長，將有助經濟成長並創造就業機會，而經濟成長帶動國內軟、硬體基礎建設進步，亦能吸引國際觀光客。我國到底符合 TLEG 假說抑或 EDTG 假說，或為觀光與經濟成長互為相互回饋假說，為本文主要研究目的。

文獻上相關研究，幾乎全部偏重於實證分析。藉由蒐集一國或多國總體經濟變數，利用當時的計量方法，試圖發覺觀光和所得兩個變數間，是否存在某種關係，進而判斷 TLEG 或 EDTG 成立與否。換言之，過去約數十年來，相關研究的主要差異，除了使用變數多寡不同外，主要差別在計量方法，本研究亦大致延續此一脈絡。

參、實證模型

本文採用時間序列分析法，檢驗臺灣觀光旅遊與總體經濟指標之間的互動關係。由於大多數的總體經濟變數皆屬非定態 (non-stationary) 時間序列，因此，本文採用 Enders and Siklos (2001) 的不對稱門檻共整合方法分析臺灣觀光與經濟長期均衡關係的不對稱性調整過程，並以門檻誤差修正模型捕捉研究變數間的因果關係。本文以觀光、所得和匯率為研究變數，分別選取來臺旅遊人數、實質國內生產毛額、實質匯率為其代理變數，樣本選取期間 1960-2014 年。另外，為避免隨機季節因素可能對檢定統計量產生不良影響，本研究使用年資料進行分析。

在 Enders and Siklos (2001) 模型架構下，其前提假設為變數間存在共整合關係，因此應用此方法進行研究時，需先針對單一變數做單根檢定，再進行共整合檢定，之後

才能繼續門檻效果之驗證與門檻誤差修正模型之估計。本文採用之單根檢定方法包含 Augmented Dickey-Fuller (ADF)、Phillips-Perron (PP) 與 Kwiatkowski et al. (1992) 提出的 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 等三種檢定方法。

一、門檻共整合檢定

傳統的共整合方法，無論是 Engle and Granger (1987) 或是 Johansen (1988, 1990, 1994)，隱含的假設皆為共整合變數之間具有線性關係，以及誤差修正項對稱調整的機制，即不論均衡誤差項是正或負，調整係數都是相同的，並沒有考慮到「不對稱性」或「非線性」的問題。Enders and Siklos (2001) 指出當均衡誤差項的調整方式是不對稱或是有門檻效果存在時，Engle and Granger (1987) 的共整合檢定將會產生模型誤設 (misspecification error) 的錯誤現象，因此 Enders and Siklos (2001) 修正傳統的 Engle-Granger (1987) 共整合檢定，考慮誤差修正項的不對稱性，且結合門檻的觀念作內生搜尋，提出不對稱門檻共整合檢定。以下我們參考 Enders-Siklos (2001) 的門檻共整合模型如下：

假設有 m 個變數 X_{1t} 、 X_{2t} 、...、 X_{mt} 皆為 $I(1)$ 數列，利用 OLS 法估計長期均衡關係如下式 (1)：

$$X_{1t} = \beta_0 + \beta_1 X_{2t} + \dots + \beta_{m-1} X_{mt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 β_i 為估計參數， $i=0, \dots, m-1$ 。 ε_t 為隨機殘差項。Stock (1987) 指出若 X_{1t} 、 X_{2t} 、...、 X_{mt} 具有共整合關係，則 β_i 的收斂速度會比定態的變數更快，且 ε_t 為一個定態時間序列。為了檢定變數間是否存在共整合關係，本文參考 Enders and Siklos (2001) 利用 (2) 式對 ε_t 進行單根檢定：

$$\Delta \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (2)$$

(2) 式中 e_t 為一白噪音 (white noise) 過程，在對稱的模型中，不論 ε_{t-1} 值是正或負， ε_t 值的改變均等於 ρ 乘上值 ε_{t-1} 。然而，若長期關係是非對稱穩定時，對稱調整的假設便會有模型錯誤設定的問題產生。

其次，假設長期均衡偏差是模型不對稱調整的訊息來源，設立門檻自我回歸 (Threshold Auto-Regressive, TAR) 模型，檢定不對稱訊息結構下長期均衡關係式中的殘差項是否為定態，Enders and Siklos (2001) 建議以下迴歸式：

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (3)$$

其中，(3) 式中 $I_t = [T_t, M_t]$ 為一 Heaviside 指標函數 (indicator function)， T_t 與 M_t 分別表

示如下：

$$T_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (4a)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (4b)$$

e_t 為滿足白色噪音的隨機誤差項， τ 則為待估計的未知門檻值。

Enders and Siklos (2001) 將 (3) 式與 (4a) 式稱為門檻自我回歸 (Threshold Autoregressive, TAR)，捕捉的是殘差項不對稱的變動「幅度」；而將 (3) 式與 (4b) 式稱為動差門檻自我回歸 (Momentum-Threshold Autoregressive, M-TAR)，捕捉的是殘差項不對稱的變動「速度」。在 TAR 共整合模型中，誤差修正項的調整是具有不對稱的特性以及門檻效果，即當 ε_{t-1} 值大於或等於門檻值 0 時，調整係數為 ρ_1 ，調整幅度為 $\rho_1 \varepsilon_{t-1}$ ；反之當 ε_{t-1} 值小於門檻值 0 時，調整係數為 ρ_2 ，調整幅度為 $\rho_2 \varepsilon_{t-1}$ ¹。在 (3) 式與 (4a) 式，如果 $\rho_1 = \rho_2$ ，則 Engle-Granger 共整合架構其實是 Enders-Siklos 門檻共整合 TAR 模型的一個特例。在 TAR 共整合模型中，指標函數 T_t 的決定取決於 ε_{t-1} 之水準值，但 Enders and Granger (1998) 認為當資料序列發生不對稱調整，即當資料序列的動能 (momentum) 從一個方向轉到相反方向時，指標函數的決定也有可能取決於 ε_{t-1} 與其前期的變動關係。Enders and Siklos (2001) 於是參照其作法，將誤差修正項的調整取決於的差分值，提出了另一種指標函數 M_t (4b 式)，(3) 式與 (4b) 式即為上述的 M-TAR 共整合模型。

上述方式是假設門檻值為 0，然而，一般的情況卻是門檻值未必為 0，且無法能事前得知，Enders and Siklos (2001) 提出當門檻值未知時，(4a) 式與 (4b) 式的指標函數分別可表為：

$$T_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5a)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta\varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5b)$$

¹ Enders and Granger (1998) 指出 TAR 模型可以捕捉序列從長期均衡非對稱性偏離移動的深度 (deep)，例如若 $-1 < \rho_1 < \rho_2 < 0$ ，表示當序列 $\{\varepsilon_t\}$ 受到衝擊，在 $\varepsilon_{t-1} < \tau$ 時，其反應時間比在 $\varepsilon_{t-1} \geq \tau$ 時更具有持續性。

其中， τ 為未知的門檻值。另外，若 (3) 式的殘差項 e_t 具有序列自我相關時，可加入 $\Delta \varepsilon_t$ 的落後期，直到 e_t 滿足無自我相關為止，將 TAR 與 M-TAR 模型修正如下：

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \varepsilon_{t-i} + e_t \quad (6)$$

(6) 式中， k 為差分項的落後期數， ε_t 表長期均衡關係的殘差項，亦即為來自式 (1) 的殘差項， ρ_1 、 ρ_2 與 γ_i 為估計係數， e_t 為滿足白噪音的隨機誤差項， k 為落後差分項的期數，可以利用 Ljung-Box 檢定或 AIC、SBC 準則決定 k 的長度 (Tong, 1983)。 $\{\varepsilon_t\}$ 序列為定性的充分條件必須滿足 $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$ (Petrucci and Woolford, 1984)。在 $\{\varepsilon_t\}$ 為定性且門檻值已知的情況下，利用最小平方估計的參數 ρ_1 及 ρ_2 ，具有漸近多變量常態分配一致性估計式的特性。² 根據第 (5a) 與 (6) 式之不對稱共整合檢定，可稱其為 TART 模型；而根據第 (5b) 與 (6) 式之不對稱共整合檢定，可稱其為 M-TART 模型。

為檢定不對稱門檻共整合關係是否存在，Enders and Siklos (2001) 利用統計量進行檢定， Φ 統計量是利用 F 分配檢定虛無假設 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ，當拒絕虛無假設 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ，且 $\rho_1 \neq 0$ 與 $\rho_2 \neq 0$ 時，表示共整合關係存在 (或存在穩定的長期均衡關係)。³ 當共整合關係存在，可進一步利用標準的 F 檢定來檢測對稱調整的虛無假設 ($\rho_1 = \rho_2$) 是否成立。若拒絕 $\rho_1 = \rho_2$ ，即隱含序列資料存在非對稱的長期共整合關係。因此，在 Enders and Siklos (2001) 的門檻共整合檢定法中，對稱的 Engle-Granger 共整合檢定為一個特例。Siklos (2002) 曾分別以 TAR 及 M-TAR 兩種共整合模型，分析美國及英國的股價指數與失業率共整合關係的不對稱變化。Boucher (2007) 也曾以模型探討美股指數與通貨膨脹率間長期結構調整的不對稱性。

在 (5a) 式與 (5b) 式中，門檻值 τ 為必須加以估計的未知參數，而估計門檻值的方法，Enders and Siklos 採用了 Chan (1993) 所提出的 grid search 法，首先由估計長期均衡關係式 (1) 所得的殘差項序列 $\{\varepsilon_t^j\}$ 或 $\{\Delta \varepsilon_t^j\}$ 由小而大排序， $\varepsilon_t^1 < \varepsilon_t^2 < \dots < \varepsilon_t^T$ 或 $\Delta \varepsilon_t^1 < \Delta \varepsilon_t^2 < \dots < \Delta \varepsilon_t^T$ ，保留 15% 分位至 85% 分位的觀察值作為潛在門檻，以 grid search 法，將其帶入模型中，逐次進行迴歸估計，當殘差平方和達到最小時所估計出的門檻值即為最適門檻值 τ 。Chan (1993) 證明以極小化殘差平方和為原則，所決定的門檻具有超級一致性。

而不論是 TAR、M-TAR、TART 或 M-TART，皆須先檢定共整合關係是否存在，亦即

² Tong (1983, 1990) 證明當共整合序列為定態序列時， ρ_1 及 ρ_2 的最小平方估計式是一個漸近多變量常態分配。

³ Andrews and Ploberger (1994) and Hansen (1996) 指出在門檻值 τ 不存在，且 ρ_1 或 ρ_2 為 0 的情況下，則其檢定統計量將產生擾攘參數 (nuisance parameters) 的問題，檢定統計量的漸近分配並不是傳統的 F 分配，因此，利用 Monte Carlo 方法模擬出臨界值進行檢定。

以 F 統計量檢定虛無假設 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ ，然因檢定統計量漸進分配非傳統 F 分配，須以修正後的 Φ 統計量臨界值檢定，臨界值將決定於觀察值數目與落後期數多寡，Wane et al. (2004) 的模擬結果可提供參考。若拒絕前述虛無假設，表示存在共整合關係，則進一步檢定長期均衡誤差是否存在對稱性調整，虛無假設為 $H_0: \rho_1 = \rho_2$ ，採用標準的 F 分配檢定即可。

二、門檻誤差修正模型

若拒絕上一節對稱性的虛無假設，則可進一步估計不對稱誤差修正模型 (TECM)，以了解數列間短期動態反應及長期均衡關係之門檻不對稱效果，模型可以下列公式表示之：

$$\Delta X_{1t} = \alpha_0 + \gamma_1 Z_{t-1}^+ + \gamma_2 Z_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{k_1} \lambda_{1i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k_2} \lambda_{2i} \Delta X_{2t-i} + \cdots + \sum_{i=1}^{k_m} \lambda_{mi} \Delta X_{m,t-i} + \mu_t \quad (7)$$

其中 X_{1t} 定義為實質所得，作為經濟成長替代變數， X_{2t} 則為觀光指標。(7) 式考慮 m 變量模型，若是模型為三變量型式，則可設為以下模式：

$$\Delta X_{jt} = \alpha_j + \gamma_{j,1} Z_{t-1}^+ + \gamma_{j,2} Z_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p_i} \delta_{j,i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=1}^{q_i} \theta_{j,i} \Delta X_{2t-i} + \sum_{i=1}^{r_i} \varpi_{j,i} \Delta X_{3t-i} + \mu_{j,t} \quad (8)$$

其中， $X_{j,t} = (RGDP_t, TOUR_t, RER_t)$ 。⁴ Z_{t-1}^+ 與 Z_{t-1}^- 為長期失衡調整的誤差修正項，分別代表門檻值 τ 之上和門檻值 τ 之下的衝擊調整式。其中，在 TART 模型： $Z_{t-1}^+ = I_t \varepsilon_{t-1}$ ， $Z_{t-1}^- = (1 - I_t) \varepsilon_{t-1}$ ，若 $\varepsilon_{t-1} \geq \tau$ ，則 $I_t = 1$ ；若 $\varepsilon_{t-1} < \tau$ ，則 $I_t = 0$ ；若在 M-TART 模型： $Z_{t-1}^+ = I_t \Delta \varepsilon_{t-1}$ ， $Z_{t-1}^- = (1 - I_t) \Delta \varepsilon_{t-1}$ ，若 $\Delta \varepsilon_{t-1} \geq \tau$ ，則 $I_t = 1$ ；若 $\Delta \varepsilon_{t-1} < \tau$ ，則 $I_t = 0$ 。 α 為截距項， δ_i 、 θ_i 與 ϖ_i 為差分落後項的係數， μ_t 為符合白噪音 (white noise) 之殘差項， p_i 、 q_i 、 r_i 為落後期數。 γ_1 與 γ_2 分別代表正負誤差修正項的調整速度，根據第 (8) 式估計結果，可檢定 γ_1 與 γ_2 的對稱性，並進行 Granger 因果關係檢定，亦即以 F 聯合檢定解釋變數落後期估計值是否顯著異於零。

⁴ $RGDP_t$ 為實質國內生產毛額； $TOUR_t$ 為來臺旅遊人次； RER_t 為實質匯率，均取自然對數。

肆、實證結果分析

一、資料來源與基本統計量

表 1 實證變數的敘述統計量

變數	RER	RGDP	TOUR
平均數	3.383	11.644	13.953
中位數	3.403	11.862	14.337
最大值	3.662	13.104	15.897
最小值	3.053	9.379	10.071
標準差	0.172	1.216	1.327
偏態	-0.246	-0.433	-1.209
峰態	2.047	1.768	3.925
Jarque-Bera 檢定量	2.591	5.102*	15.074***
樣本數	54	54	54
相關係數			
RER	1.000		
RGDP	-0.579	1.000	
TOUR	-0.552	0.929	1.000

1. ***、**、* 分別表示在 1%、5%、10% 的水準下顯著。

2. Jarque-Bera 檢定量，虛無假設：資料具常態分配。

本研究的三個實證變數分別為來臺觀光旅遊人次 (TOUR)、實質國內生產毛額 (RGDP) 和實質匯率 (RER)，資料取自中華民國交通部觀光局統計資料庫、中央銀行歷年匯率資料及國際貨幣基金 (IMF) 的國際金融統計 (International Financial Statistics, IFS) 資料庫，樣本實證期間為 1960-2014 年資料，各實證變數皆取對數形式分析。表 1 分別列出實證變數的資料特性，標準差以觀光旅遊人次較高，顯示次數分配的變異較大。由偏態係數顯示各實證變數皆呈現左偏，在峰態係數方面，除「TOUR」變數具有高狹峰 (leptokurtosis) 分配現象，其次數分配曲線較常態峰高聳，另「RGDP」及「RER」兩個變數都呈現低狹峰分配，而且在虛無假設為常態分配之下，根據常態性 (Jarque-Bera) 檢定結果，除「RER」變數外，其餘「RGDP」及「TOUR」變數皆拒絕為常態分配的虛無假設，說明「RGDP」及「TOUR」資料都顯著異於常態分配。上述偏態和峰態係數檢定結果和 Jarque-Bera 檢定結果相吻合，顯示臺灣經濟和來臺旅遊人次易受國際景氣和國內政治面之干擾，呈現隨機漫步之走勢 (如圖 1)。

其次對臺灣實質國內生產毛額、來臺觀光旅遊人次與實質匯率之相關性進行初步分析，其中實質國內生產毛額與來臺旅遊人次為高度正相關，相關係數高達 0.929，此反

應經濟成長與觀光旅遊具有高度正向關係；其次來臺旅遊人次與實質匯率則為負相關，相關係數為 -0.55 ，表示觀光旅遊與實質匯率間為中度負向關係；實質國內生產毛額與實質匯率間亦為負向關係，顯示實質匯率與經濟活動和旅遊發展間呈現中度負向相關性。

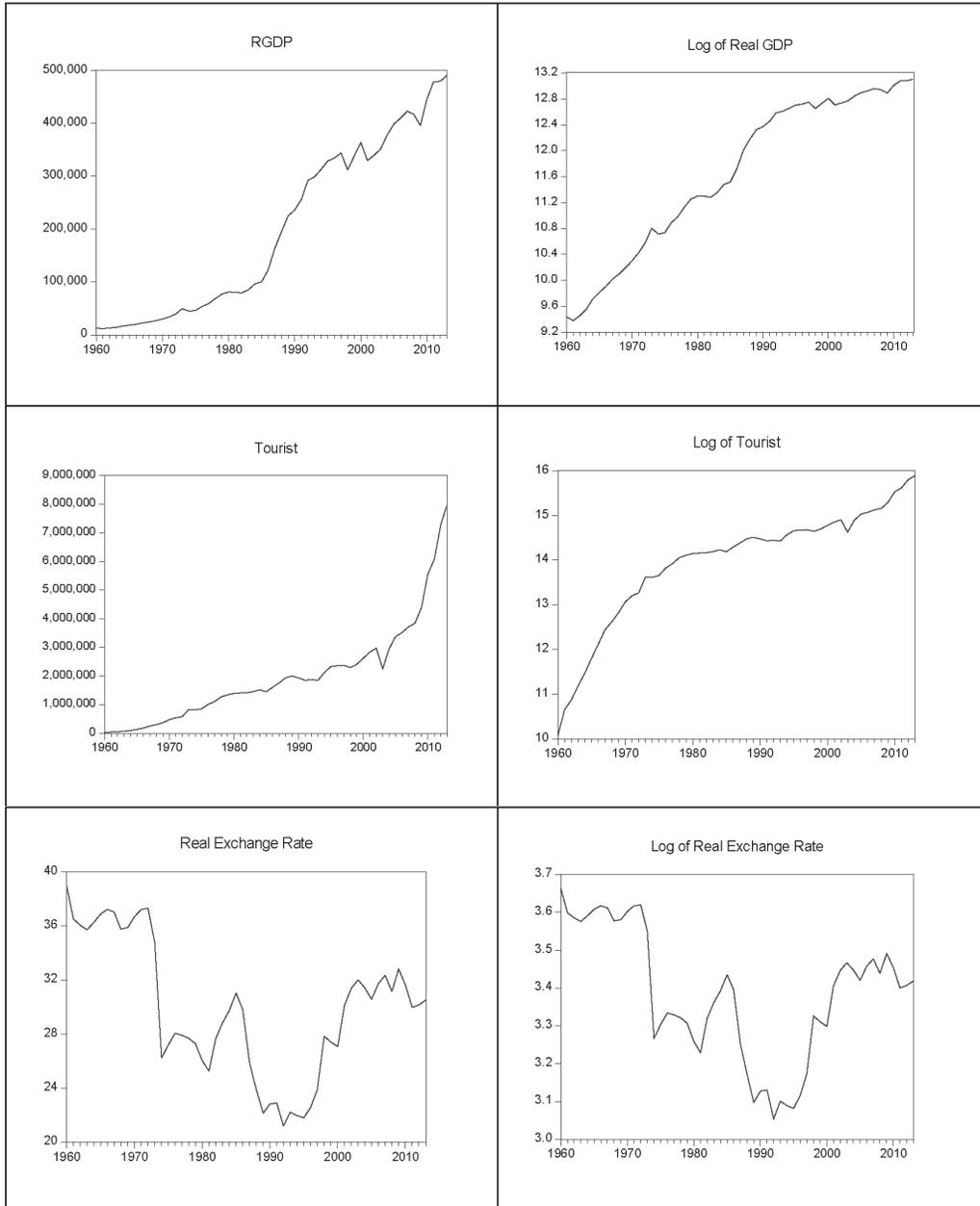


圖 1 實證變數的時間趨勢圖 (1960~2014)

二、單根檢定

本文採用時間序列分析法，檢驗觀光旅遊與總體經濟指標之間的互動關係。由於大多數的總體經濟變數皆屬非定態（non-stationary）時間序列，故在建構向量誤差修正模型之前，須先針對研究變數進行單根檢定，確認這些時間序列是否為定態。若檢驗結果具非定態性，常用的方法是將這些變數取一階差分消除其非定態性，唯此舉可能消除資料本身隱含之長期均衡訊息，僅短期資訊被保留下來，造成迴歸模型有過度差分問題。近年來，有些學者如 Dritsakis (2004)、Durbarry (2004)、Ongan and Demiroz (2005)、Oh (2005)、Kim et al. (2006) 和 Lee and Chien (2008) 等採用較佳做法，利用 Johansen 共整合檢定（cointegration test）方法，確認各變數間是否存在長期均衡關係，即共整合關係；若有，則須運用向量誤差修正模型進行分析，此模型之優點為同時包含短期調整與長期均衡關係，較能正確描述變數之間的動態關係，然而卻忽略了大部分總體經濟變數間的函數關係並非是線性關係，因此，本文採用 Enders and Siklos (2001) 的不對稱門檻共整合方法分析臺灣觀光與經濟長期均衡關係的不對稱性調整過程，並以門檻誤差修正模型捕捉研究變數間的因果關係。最後，再進行變數間之因果關係檢定。由於單根與共整合檢定已被普遍採用，不再詳述其過程，直接將焦點放在向量誤差修正模型。

在 Enders and Siklos (2001) 模型架構下，其前提假設為變數間存在共整合關係，因此應用此方法進行研究時，需先針對單一變數單根檢定，再進行共整合檢定，之後才能繼續門檻效果之驗證與門檻誤差修正模型之估計。由圖 1 之時間序列圖形觀察發現：本文所使用的各總體經濟指標，除了匯率之外，似乎皆存在一個隨著時間經過而不斷上升的長期趨勢，顯示這些總體經濟指標可能並不符合定態的性質。Granger and Newbold (1974) 指出在進行迴歸分析時，若所使用的數列呈現非定態可能會產生虛假迴歸 (spurious regression) 的現象而過度拒絕虛無假設，造成錯誤認定變數間具有顯著的長期關係，使迴歸分析變得不具意義。因此，我們首先藉由單根檢定來判斷所使用的時間序列資料是否為定態序列。本文使用 ADF 單根檢定來判斷變數是否為定態，並以 PP 和 KPSS 單根檢定結果做為對照以確保研究之穩健性。

表 2 實證變數的單根檢定結果

變數	RGDP		TOUR		RER	
	水準項	差分項	水準項	差分項	水準項	差分項
ADF	-0.809(1)	-5.922***(0)	5.142(0)	-2.711***(5)	-1.865(1)	-5.838***(0)
PP	-0.300(2)	-5.929***(1)	2.908(5)	-4.415***(4)	-1.924(1)	-5.853***(2)
KPSS	0.222***(5)	0.095(2)	0.892***(5)	0.552**(5)	0.205**(5)	0.053(1)

註：(n) 中的數字 n 為最適落後期數，其中 ADF 檢定根據 AIC 準則選取 (AIC, Judge, Griffiths, Hill, Lutkepohl, and Lee, 1985)；PP 檢定依 Newey and West (1994) 的 Bartlett Kernel 準則選取。

在 ADF 的模型設定上，是否包含截距項與線性時間趨勢項將影響單根檢定統計量的極限分配，以致於檢定結果也受到影響。⁵ 首先我們觀察實證變數的時間趨勢（參閱圖 1），除了匯率之外，其它如實質國內生產毛額、觀光旅遊人次等總體經濟指標似乎皆存在明顯的長期時間趨勢。因此，在對這些非匯率的總體經濟指標進行單根檢定時，我們皆使用具有截距項與線性時間趨勢項的自我迴歸模型。至於匯率，雖然它沒有明顯上升的時間趨勢，但因為其在不同的時段擁有不同水準值的事實，因此在對匯率進行單根檢定時，我們使用僅具有截距項的自我迴歸模型。其結果整理於表 2，檢定結果發現實質國內生產毛額、觀光旅遊人次及實質匯率均無法拒絕有單根的虛無假設；但經過差分之後，在 1% 的顯著水準下均呈現定態，亦即為 I(1) 序列。是以我們選取實質國內生產毛額與實質匯率對數值為實質經濟活動的代理變數，來臺旅遊人次對數值作為旅遊發展的代理變數。

三、不對稱門檻共整合檢定

利用 Enders and Siklos (2001) 所建議的不對稱門檻共整合檢定方法，模型包括 TAR、M-TAR、TART 與 M-TART 等四種，分別估計並檢定來臺旅遊人數、經濟成長和實質匯率的關係。檢定步驟包含第一步檢定是否拒絕 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ 的虛無假設，若拒絕虛無假設則表示存在共整合關係，才可進一步檢定對稱調整的虛無假設 $\rho_1 = \rho_2$ ，若拒絕虛無假設則表示存在不對稱性的調整關係。首先，本文觀察來臺旅遊人數、經濟成長和實質匯率的傳遞效果，包括三個模型：TOUR+ RER 傳遞至 RGDP、TOUR+ RGDP 傳遞至 RER 與 RGDP+ RER 傳遞至 TOUR 等三個關係式，以 TOUR+ RER 傳遞至 RGDP 的共整合式，可表示如下式：

$$RGDP_t = \beta_0 + \beta_1 TOUR_t + \beta_2 RER_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

表 3 為來臺旅遊人次、實質國內生產毛額與實質匯率的不對稱門檻共整合檢定結果。透過門檻共整合檢定，本文依據 AIC 之準則，進行 TAR、M-TAR、TART 與 M-TART 模型之選擇，AIC 值越小，代表模型解釋能力越好。由表 3 可知在旅遊人次 (TOUR) 與實

⁵ 在 ADF 的模型設定上，是否包含截距項與線性時間趨勢項通常決定於：在對立假設 (alternative hypothesis) 之下，資料的趨勢特性 (trend properties)。譬如僅具有截距項的自我迴歸模型 $y_t = c + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t$ 其檢定的統計假說分別為虛無假設： $H_0 : \lambda = 1$ (y_t 具有漂浮項的 I(1) 序列)，以及對立假設： $H_0 : \lambda \neq 1$ (y_t 具有非零條件平均數的 I(0) 序列)。這種設定特別適合運用在沒有明顯趨勢 (non-trending) 的資料，如利率、匯率及價差。至於具有明顯趨勢 (clear-trending) 的資料，大部分的總體經濟指標，具有截距項與線性時間趨勢項的自我迴歸模型則比較適用。

質匯率 (RER) 對實質國內生產毛額 (RGDP) 的門檻共整合模型中，M-TART 模型的 AIC 值 -25.556 為最小值，門檻值為 0.07191，所以 M-TART 模型為調整機制最好的模型。其次在旅遊人數 (TOUR) 與實質國內生產毛額 (RGDP) 對實質匯率 (RER) 的門檻共整合模型中，TART 模型的 AIC 值 -32.601 為最小值，門檻值 0.13302，是為最適模型。而在實質國內生產毛額 (RGDP) 及實質匯率 (RER) 兩變數對來臺旅遊人次 (TOUR) 的門檻共整合檢定中，M-TART 模型的 AIC 值 -16.871 為最小值，表示調整機制最好的模型是 M-TART 模型，其門檻值為 0.12706。

選取最適調整機制模型後，在無共整合虛無假設 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ 檢定及對稱調整虛無假設 $H_0: \rho_1 = \rho_2$ 檢定下， \hat{F}_C 與 \hat{F}_A 分別代表虛無假設為無共整合關係與對稱調整之 F 統計值。在 5% 顯著水準下，本文根據 Enders and Siklos (2001) 的臨界值檢定 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ 的虛無假設，結果顯示在來臺旅遊人次、實質國內生產毛額與實質匯率的三個共整合式中，分別在 M-TART、TART 和 M-TART 模型下， \hat{F}_C 值分別為 11.214、14.133 與 16.766，1% 顯著拒絕虛無假設，顯示來臺旅遊人次、實質國內生產毛額與實質匯率三個變數間存在長期共整合關係。其次，再以標準的 F-test 檢定 $\rho_1 = \rho_2$ 的虛無假設，結果在 M-TART 模型和 TART 模型下， \hat{F}_A 值分別為 13.505、11.532 與 14.752，1% 顯著拒絕虛無假設，顯示來臺旅遊人次、實質國內生產毛額與實質匯率存在長期不對稱均衡調整關係。

就檢定結果為存在不對稱調整關係的 M-TART 模型和 TART 模型，比較正向與負向誤差修正項的調整係數 ρ_1 與 ρ_2 絕對值大小，發現 ρ_1 絕對值大於 ρ_2 絕對值，表示誤差修正項在長期均衡關係出現正向偏離均衡時的調整速度，相較於負向偏離均衡時的調整速度為大，亦即正向誤差修正項自我調整的機制較快恢復長期均衡關係，而出現正向偏離均衡的原因為何？就長期關係式解釋，可能來自經濟成長、旅遊人數成長或匯率上升（貨幣貶值）所致：(1) 當來臺旅遊人數成長或匯率上升時，經濟衰退的速度，相較於當旅遊人數減少或匯率下跌時，經濟成長的速度快；(2) 當經濟成長或來臺旅遊人數成長時，匯率下跌的速度，相較於當經濟衰退或來臺旅遊人數減少時，匯率上升的速度快；(3) 此意謂當經濟成長或匯率上升時，旅遊人數的減少速度，相較於當經濟衰退或匯率下跌時，旅遊人數的增加速度快。

表 3 不對稱門檻共整合檢定：來臺旅遊人次、國內生產毛額與實質匯率

檢定變數	Model	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	\hat{F}_C	\hat{F}_A	AIC	門檻值
(1) TOUR+ RER → RGDP	TAR	-0.190 (-3.674)	-0.019 (-0.402)	6.829***	5.801**	-18.815	0
	M-TAR	-0.049 (-0.956)	-0.152 (-2.896)	4.650**	1.972	-15.116	0
	TART	-0.221 (-3.879)	-0.026 (-0.587)	7.695***	7.322***	-20.216	0.36630
	M-TART	-0.316 (-4.667)	-0.031 (-0.802)	11.214***	13.505***	-25.556	0.07191
(2) TOUR+ RGDP → RER	TAR	-0.584 (-3.782)	-0.238 (-1.659)	8.527***	2.686	-24.517	0
	M-TAR	-0.364 (-2.539)	-0.445 (-2.716)	6.912***	0.139	-21.941	0
	TART	-0.838 (-5.174)	-0.149 (-1.224)	14.133***	11.532***	-32.601	0.13302
	M-TART	-0.870 (-4.344)	-0.239 (-2.045)	11.527***	7.420***	-28.996	0.09376
(3) RGDP+ RER → TOUR	TAR	0.000 (0.009)	-0.241 (-5.579)	15.563***	12.882***	-15.341	0
	M-TAR	-0.075 (-1.553)	-0.220 (-4.177)	9.932***	4.120**	-7.523	0
	TART	-0.021 (-0.344)	-0.199 (-4.651)	10.877***	5.590**	-8.918	0.49034
	M-TART	-0.278 (-5.760)	-0.026 (-0.597)	16.766***	14.752***	-16.871	0.12706

註：1. $\hat{\rho}_1$ 與 $\hat{\rho}_2$ () 內數字為 t 檢定統計量。 \hat{F}_C 與 \hat{F}_A 分別表示檢定虛無假設為 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ (無共整合) 和 $\rho_1 = \rho_2$ (對稱性) 的 F 統計量，檢定之臨界值需參考 Enders and Siklos (2001)。
 2. ***、** 與 * 分別表 1%、5% 和 10% 的顯著水準。
 3. 模型選擇根據精簡原則 (principle of parsimony)，選取 TAR、M-TAR、TART 與 M-TART 諸模型中 AIC 最小值者。
 4. TOUR 表來臺旅遊人次、RGDP 表實質國內生產毛額、RER 表新臺幣兌美元實質匯率。

四、不對稱誤差修正模型

當變數間存在共整合關係時，表示變數間具有長期均衡關係，但若外在衝擊發生時，變數會暫時偏離原先的均衡，隨著時間的演進，其偏離程度會逐漸消滅，而回歸至長期均衡。因此，可根據誤差修正模型中誤差修正項的係數估計值，了解變數由短期偏離回復長期均衡水準的調整行為。此節我們根據門檻誤差修正模型估計結果，探討在不同的門檻階段下，短期偏離時之調整行為與變數間的領先落後關係是否有所差異。

在此部分，本研究使用 Enders and Siklos (2001) 所提出的不對稱門檻誤差修正模型，進一步探討來臺旅遊人數與經濟活動指數，在短期動態均衡調整之過程，以及長期因果關係之非線性調整行為，估計結果列於表 4，並略述如下：

落後參數估計方面，由不對稱門檻誤差修正模型估計結果可知，來台旅遊人數顯著受自身前一期變動 (10% 之下顯著) 及經濟成長前二期變動的影響 (1% 之下顯著)；經濟成長率則受實質匯率前一期變動的影響 (1% 之下顯著)；實質匯率受來台旅遊人數前一期變動的影響 (10% 之下顯著)。

表 4 中，由聯合檢定拒絕 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ 虛無假設的結果 (F 值分別為 6.354, 3.552, 8.513) 可得來台旅遊人數、經濟成長與實質匯率具有長期的共整合關係，此與前一節門檻共整合檢定結果一致。

其次觀察調整速度 Z_{t-1}^+ 及 Z_{t-1}^- ，理論上，誤差修正項 (Z_{t-1}) 表示在前一期來台旅遊人數及經濟活動指數偏離長期均衡值的幅度，而門檻值可視為當失衡超過此一程度時，由於市場參與者對整體經濟變數預期的轉變，使得旅遊市場反應及調整機能產生改變。因此，應用門檻誤差修正模型可討論在不同心理預期情況下，旅遊市場與總體經濟變數的反應行為及調整機能是否有所差異，本文以均衡誤差 (Z_{t-1}) 為門檻變數，以「來台旅遊人數」為被解釋變數時，所估計得到的門檻值為 0.12706。由表 4 中可知，來台旅遊人數調整行為，因此，在門檻值之上時，當來台旅遊人數因市場衝擊或政策改變而產生失衡狀況時，再來觀察調整速度 Z^+ 及 Z^- ，其每年以相當於上一年偏離值 (Z_{t-1}^+) 的 0.07 倍的減少幅度進行調整。反之，若發生在門檻值之下 ($Z_{t-1} < 0.12706$) 的情況時，其 Z_{t-1}^- 的參數估計值為 -0.074 (5% 之下顯著)。可見在任何狀態下，當來台旅遊人次因市場衝擊而產生失衡狀況時，來台旅遊人數都有顯著的誤差修正效果 (error-correction effect)，分別為每年以相當於上一年偏離值 (Z_{t-1}) 的 0.07 倍與 0.074 倍的減少幅度進行調整。以「國內生產毛額」為被解釋變數，估計之門檻值為 0.07191，在 $Z_{t-1} \leq 0.07191$ 時，的參數估計值為 -0.566，為 5% 之下顯著，亦即當經濟成長受來台旅遊人次與實質匯率影響而發生失衡狀態時，每年會以相當於前一年偏離值 (Z_{t-1}) 的 0.566 倍的減少幅度進行調整。就實質匯率的調整行為而言，所估計之門檻值為 0.13302，在門檻值之上時，的參數估計值為 -0.821，在 5% 之下顯著，因此，當實質匯率受來台旅遊人數與經濟成長衝擊而產生失衡狀態時，每年以相當於前一年偏離值 (Z_{t-1}) 的 0.821 倍的減少幅度進行調整。反之，若發生 $Z_{t-1} \leq 0.13302$ 的情況時， Z_{t-1} 的參數估計值為 -0.998 (1% 下顯著)，以相當於去年偏離值 (Z_{t-1}) 的 0.998 倍的減少幅度朝向長期均衡水準進行調整。由此可見，因外力衝擊造成實質匯率短暫失衡時，無論在門檻值之上或之下，其調整速度均明顯高於來台旅遊人數或經濟成長受外力衝擊造成短期失衡的情況。當經濟環境改變或市場偏離長期均衡的狀況不同，都將造成變數間關係之改變，因此所估計的係數是

不固定的。

再來觀察短期因果關係，以「來臺旅遊人數」為被解釋變數，實證結果得知， $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ 其 F 值為 4.518 具顯著性 (5% 之下顯著)，而 $H_0: \varpi_1 = \varpi_2 = 0$ 其 F 值不顯著，表示國內生產毛額短期領先來臺旅遊人數。以「國內生產毛額」為被解釋變數，實證結果， $H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$ 其 F 值不顯著，但是 $H_0: \varpi_1 = \varpi_2 = 0$ 其 F 值 6.029 具 1% 之下顯著，表示實質匯率短期單向領先經濟成長。以「實質匯率」為被解釋變數，實證結果發現， $H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$ 與 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ 的 F 值皆不顯著，表示來臺旅遊人數與國內生產毛額對實質匯率短期不具領先關係。所以，短期而言，經濟成長單向領先旅遊人數，實質匯率單向領先經濟成長。

長期因果關係則觀察 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \gamma_i = 0$ ， $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \gamma_i = 0$ 及 $H_0: \varpi_1 = \varpi_2 = \gamma_i = 0$ ，因含有門檻所以分為上下區間，其中 i 為 1 或 2，結果發現，以旅遊人數為被解釋變數時，在門檻值 0.12706 之上或之下時，均拒絕虛無假設 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \gamma_i = 0$ 和 $H_0: \varpi_1 = \varpi_2 = \gamma_i = 0$ ，因此可知長期均衡關係時，國內生產毛額和實質匯率對旅遊人數呈現領先關係。其次，以經濟成長為被解釋變數，當變數值在門檻值 0.07191 以上時，不拒絕虛無假設 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \gamma_1 = 0$ ，但拒絕 $H_0: \varpi_1 = \varpi_2 = \gamma_1 = 0$ ；變數值在門檻值 0.07191 以下時，則拒絕虛無假設 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \gamma_2 = 0$ 和 $H_0: \varpi_1 = \varpi_2 = \gamma_2 = 0$ 。由此可知長期均衡關係在門檻值之下時，來臺旅遊人數領先經濟成長，而實質匯率對經濟成長在門檻之上或之下均呈現領先關係。最後，以實質匯率為被解釋變數時，拒絕虛無假設 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \gamma_1 = 0$ ， $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \gamma_2 = 0$ 和 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \gamma_2 = 0$ ，此結果表示旅遊人數對實質匯率呈現長期領先關係 (門檻值之上或之下)，而經濟成長對實質匯率在門檻值之下呈現長期領先關係。綜合上述，可得如下結論：旅遊發展與實質匯率存在長期領先落後的雙向回饋關係；經濟成長在門檻值之上長期領先旅遊發展，門檻值之下兩者存在領先落後雙向回饋關係；實質匯率在門檻值之上長期領先經濟成長，門檻值之下兩者存在領先落後雙向回饋關係。此結果與 Kim et al. (2006) 和 Lee and Chien (2008) 得到臺灣旅遊發展與經濟成長具雙向因果關係的結論，有些差異。更與 Chen and Chiou-Wei (2009) 得到觀光單向領先經濟成長的結論不盡相同。

表 4 來臺旅遊人數與經濟活動指數之不對稱門檻誤差修正模型估計結果

被解釋變數	來臺旅遊人數	經濟成長率	實質匯率
Model	M-TECM (0.12706)	M-TECM (0.07191)	TECM (0.13302)
Constant(α)	0.090(3.679)***	-0.127(-0.213)	0.004(0.009)
RGDP (-1)(δ_1)	0.007(1.439)	-0.102(-0.578)	0.017(0.194)
RGDP (-2)(δ_2)	0.012(2.986)***	-0.126(-0.909)	0.025(0.329)
TOUR(-1)(θ_1)	0.239(1.816)*	-4.472(-1.089)	-4.267(-1.740)*
TOUR (-2)(θ_2)	-0.061(-0.423)	3.997(1.119)	3.455(1.590)
RER(-1)(ϖ_1)	0.004(0.596)	0.687(3.472)***	0.172(0.914)
RER(-2)(ϖ_2)	-0.011(-1.600)	0.210(0.935)	0.072(0.457)
Z_{t-1}^+ (γ_1)	-0.070(-1.962)*	-0.313(-0.935)	-0.821(-2.118)**
Z_{t-1}^- (γ_2)	-0.074(-2.254)**	-0.566(-2.665)**	-0.998(-3.868)***
$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$	6.354[0.004]***	3.552[0.038]**	8.513[0.001]***
$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = 0$		0.813[0.451]	1.878[0.165]
$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$	4.518[0.017]**		0.058[0.944]
$H_0 : \varpi_1 = \varpi_2 = 0$	2.025[0.145]	6.029[0.005]***	
$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \gamma_1 = 0$		0.986[0.408]	2.670[0.059]*
$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \gamma_2 = 0$		3.504[0.023]**	6.923[0.001]***
$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \gamma_1 = 0$	3.426[0.026]**		1.573[0.210]
$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \gamma_2 = 0$	4.998[0.005]***		5.475[0.003]***
$H_0 : \varpi_1 = \varpi_2 = \gamma_1 = 0$	3.461[0.025]**	4.662[0.007]***	
$H_0 : \varpi_1 = \varpi_2 = \gamma_2 = 0$	2.999[0.041]**	6.860[0.001]***	
$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2$ (RGDP)		3.346[0.074]*	
$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2$ (TOUR)	3.625[0.064]*		
$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2$ (RER)			3.750[0.059]*
AIC	-36.047	317.053	266.523
SBC	-18.660	334.440	283.909

伍、結論

臺灣屬於淺碟型市場，且天然資源稀少，觀光產業對於經濟成長有其不可抹滅的貢獻 (Kim et al., 2006)。近年兩岸直航、航班及航點的增加、開放陸客來臺觀光、自由城市的遞增、東北亞黃金航圈成形等政策利多下，暢通國際旅客來臺及轉出的管道，成功帶動來臺旅客連翻倍增，國際觀光市場成長強勁，國民旅遊市場亦穩定發展。根據中華民國交通部觀光局的來臺旅客統計表顯示 2010~2014 年來臺旅客人次成長率從 2010 年至 2014 年分別為 26.67%、9.34%、20.11%、9.64% 與 23.63%，每年均呈現正成長。2015 年更突破千萬人次，臺灣觀光旅遊發展潛力可觀。

本文係應用不對稱門檻迴歸模型探討來臺旅遊人次、經濟成長與新臺幣兌美元實質匯率的因果關係，本文得到如下結論：

- 一、來臺旅遊人次對經濟成長的短期影響不顯著，長期則具有顯著的領先落後雙向影響效果，符合經濟成長與觀光雙向回饋假說的研究觀點。來臺觀光人數增加，帶動經濟成長，對臺灣之實質國內生產毛額有正向影響，進而增進觀光設施與品質以吸引更高的來臺觀光意願，相對亦能提高觀光旅客之效用。
- 二、旅遊發展與實質匯率存在長期領先落後的雙向回饋關係，來臺旅客觀光消費時，係以新臺幣計價，當匯率上升 (新臺幣貶值)，提高旅客來臺觀光之意願。Lean and Smyth (2009) 認為實質匯率和旅遊具正向關係，因此穩定匯率以避免匯率風險對國際觀光客是非常重要的。

臺灣是出口貿易導向的經濟體，高度依賴國際貿易，國際貿易對臺灣經濟具有相當的重要性，而實質匯率變動便深深地影響國際貿易和經濟表現。本文經由實證發現：在長期分析中，實質匯率在門檻值之上領先經濟成長，門檻值之下兩者存在領先落後雙向回饋關係，新臺幣貶值對臺灣經濟呈現貶值擴張效果；短期分析中，實質匯率領先經濟成長。本文研究結果支持 Kim et al. (2006) 和 Lee and Chien (2008) 提出臺灣旅遊發展與經濟成長具雙向因果關係的結論。然而與 Chen and Chiou-Wei (2009) 認為臺灣觀光旅遊單向領先經濟成長的結論不盡相同。

參考文獻

- 柏婉貞 (2012), “各國旅遊導向成長假說之驗證”, 《輔仁管理評論》, 19(1), 95-116.
- 龔顯宏 (2013), “觀光與經濟成長：追蹤資料分析”, 博士論文, 國立中山大學中國與亞太區域研究所。
- Akinboade, O. and L. A. Braimoh (2010), “International tourism and economic development in South Africa: A Granger causality test”, *International Journal of Tourism Research*, 12, 149-163.
- Andrews, D. W. K. and W. Ploberger (1994), “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative”, *Econometrica*, 62(6), 1383-1414.
- Balaguer, J. and M. Cantavell-Jorda (2002), “Tourism as a long-run growth factor: the Spanish case”, *Applied Economics*, 34, 877-884.
- Belloumi, M. (2010), “The relationship between tourism receipts, real effective exchange rate and economic growth in Tunisia”, *International Journal of Tourism Research*, 12(5), 550-560.
- Bhattacharya, M. and P. K. Narayan (2005), “Testing the random walk hypothesis in the case of visitor arrivals: Evidence from Indian tourism”, *Applied Economics*, 37(13), 1485-1490.
- Boucher, C. (2007), “Asymmetric Adjustment of Stock Prices to Their Fundamental Value and the Predictability of US Stock Returns”, *Economics Letters*, 95(3), 339-347.
- Brau, R., Lanza, A. and F. Pigliaru (2003), “How fast are small tourism countries growing? Evidence from the data for 1980-2003”, *Tourism Economics*, 13(4), 603-614.
- Brau, R., Lanza, A., and F. Pigliaru (2007), “How Fast Are Small Tourism Countries Growing? The 1980-2003 Evidence”, Fondazione Eni Enrico Mattei Nota di Lavoro, 2007, Working Paper No.1
- Brida, J. G., B. Lanzilotta, S. Lionetti, and W. A. Risso (2010), “The tourism-led growth hypothesis for Uruguay”, *Tourism Economics*, 16(3), 765-771.
- Chan, K. S. (1993), “Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model”, *The Annals of Statistics*, 21(1), 520-533.
- Chen, C. F. and S. Z. Chiou-Wei (2009), “Tourism expansion, tourism uncertainty and economic growth: New evidence from Taiwan and Korea”, *Tourism Management*, 30(5), 812-818.
- Clancy, M. J. (1999), “Tourism and development: Evidence from Mexico”, *Annals of Tourism Research*, 26(1), 1-20.
- Cortes-Jimenez, I., J. J. Nowak, and M. Sahli (2011), “Mass beach tourism and economic growth: lessons from Tunisia”, *Tourism Economics*, 17(3), 531-547.

- Demir, C. (2004), "How do monetary operations impact tourism demand? The case of Turkey" , *International Journal of Tourism Research*, 6(2), 113-117.
- Dritsakis, N. (2004), "Tourism as a Long-run Economic Growth Factor: An Empirical Investigation for Greece Using Causality Analysis" , *Tourism Economics*, 10(3), 305-316.
- Durbarry, R. (2004), "Tourism and economic growth: The case of Mauritius" , *Tourism Economics*, 10(4), 389-401.
- Elkan W. (1975), "The relation between tourism and employment in Kenya and Tanzania" , *Journal of Development Studies*, 11(2), 123-130.
- Enders, W. and P. L. Siklos (2001), "Co-integration and Threshold Adjustment" , *Journal of Business and Economics Statistics*, 19(2), 166-176.
- Enders, W. and C. W. J. Granger (1998), "Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example using the Term Structure of Interest Rates" , *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(3), 304-311.
- Engle, R. and C. W. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" , *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Ericsson, N. R., D. F. Hendry, and H. H. Tran (1994), "Co-integration, seasonality, encompassing and the demand for money in the United Kingdom" , In C. P. Hargreaves, editor, *Nonstationary Time Series Analysis and Co-integration*, 85-101, Oxford University Press, New York.
- Eugenio-Martin, J. L., N. M. Morales, and R. Scarpa (2004), "Tourism and economic growth in Latin American countries: A panel data approach" , Nota di Lavoro26, Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper Series.
- Ghali, M. A. (1976), "Tourism and economic growth: An empirical study" , *Economic Development and Cultural Change*, 24(3), 527-538.
- Ghysels, E., H. S. Lee, and P. L. Siklos (1993), "On the (mis)specification of seasonality and its consequences: an empirical investigation with US data" , *Empirical Economics*, 18, 747-760.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold, (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrica*, 2, 111-120.
- Gunduz, L. and A. Hatemi-J (2005), "Is the tourism-led growth hypothesis valid for Turkey?" *Applied Economics Letters*, 12(8), 499-504.
- Hansen, B. E. (1996), "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis" ,

- Econometrica*, 64(2), 413-430.
- Jenkins, C. (1980), "Tourism Policies in Developing Countries: A Critique" , *International Journal of Tourism Management*, 1(2), 22-29.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Co-integration Vectors" , *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S. (1990), "Determination of co-integration rank in the presence of a linear trend" , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 383-397.
- Johansen, S. (1994), "The role of the constant and linear terms in co-integration analysis of non-stationary variables" , *Econometric Review*, 13(2), 205-229.
- Judge, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, H. Lutkepohl, and T. C. Lee (1985), "The theory and practice of econometrics (2nd ed.)" , New York: Wiley.
- Katircioğlu S. T. (2009), "Revisiting the tourism-led growth hypothesis for Turkey using the bounds test and Johansen approach for cointegration" , *Tourism Management*, 30(1), 17-20.
- Katircioğlu S. T. (2010), "Testing the tourism-led growth hypothesis for Singapore – an empirical investigation from bounds test to cointegration and Granger causality tests" , *Tourism Economics*, 16(4), 1095-1101.
- Kibara, O. N., N. M. Odhiambo, and J. M. Njuguna (2012), "Tourism and economic growth in Kenya: An empirical investigation" , *International Business and Economics Research Journal*, 11 (5), 517-528.
- Kim, H. J., M. H. Chen, and SC.S. Jang (2006), "Tourism expansion and economic development: the case of Taiwan" , *Tourism Management*, 27(5), 925-933.
- Lean, H. H., and R. Smyth (2009), "Asian financial crisis, avian flu and terrorist threats: are shock to Malaysian tourist arrivals permanent or transitory?" *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 14(3): 301–321.
- Lee, C. C., and C. P. Chang (2008), "Tourism Development and Economic Growth: A Closer Look at Panels" , *Tourism Management*, 29(1), 180-192.
- Lee, C. C., and M. S. Chien (2008), "Structural breaks, tourism development, and economic growth: evidence from Taiwan" , *Mathematics and Computers in Simulation*, 77, 358-368.
- Luzzi, G. F., and Y. Fluckiger (2003), "Tourism and international trade: Introduction" , *Pacific Economic Review*, 8(3), 239-243.
- Meurer, R. (2010), "International travel: the relationship between exchange rate, world GDP, revenues and the

- number of travelers to Brazil” , *Tourism Economics*, 16(4), 1065-1072.
- Narayan, P. K. (2004), “Fiji’ s tourism demand: the ARDL approach to cointegration” , *Tourism Economics*, 10(2), 193-206.
- Newey, W. K., and K. D. West (1994), “Automatic lag selection in covariance matrix estimation,” *Review of Economic Studies*, 61(209), 631-653.
- Odhiambo, N. M. (2011), “Tourism development and economic growth in Tanzania: Empirical evidence from the ARDL-Bounds testing approach” , *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 45(3), 71-83.
- Oh, C. O. (2005), “The contribution of tourism development to economic growth in the Korean economy” , *Tourism Management*, 26(1), 39-44.
- Ongan, S. and D. M. Demiroz (2005), “The contribution of tourism to the long-run Turkish economic growth” , *Ekonomický včasopis/Journal of Economics*, 53(9), 880-894.
- Palmer, T., and A. Riera (2003), "Tourism and Environmental Taxes. With Special Reference to The Balearic Ecotax", *Tourism Management*, 24(6), 665-674.
- Petrucelli, J. D. and S. W. Woolford (1984), “A Threshold AR(1) Model,” *Journal of Applied Probability*, 21(2), 270-286.
- Phillips, P. C. B., (1986), “Understanding Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 33, 311-340.
- Schwarz, G. (1978), “Estimating the dimension of a model” , *Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- Seetanah, B. (2011), “Assessing the dynamic economic impact of tourism for island economies” , *Annals of Tourism Research*, 38(1), 291-308.
- Siklos, P. (2002), “Asymmetric Adjustment from Structural Booms and Slumps” , *Economics Letters*, 77(3), 329-333.
- Sinclair M. T. (1998), “Tourism and economic development: A survey” , *Journal of Development Studies*, 34(5), 1-51.
- Stock, J. (1987), “Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Co-integrating Vectors” , *Econometrica*, 55(5), 1035-1056.
- Tang C. F. (2011), “An exploration of dynamic relationship between tourist arrivals, inflation, unemployment and

- crime rates in Malaysia” , *International Journal of Social Economics*, 38(1), 50-69.
- Tang C. F. (2013), “Temporal granger causality and the dynamics relationship between real tourism receipts, real income and real exchange rates in Malaysia” , *International Journal of Tourism Research*, 15(3), 272-284.
- Tang, C. F. and Abosedra, S. (2014), “Small sample evidence on the tourism-led growth hypothesis in Lebanon” , *Current Issues in Tourism*, 17(3), 234-246.
- Tong, H. (1983), “Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis” , New York: Springer-Verlag.
- Tong, H. (1990), “Non-Linear Time Series: A Dynamical Approach” , U. K.: Oxford University Press.
- Trang, N. H. M., N. H. C. Duc, and N. T. Dung (2014), “*Research note*: Empirical assessment of the tourism-led growth hypothesis – the case of Vietnam” , *Tourism Economics*, 20 (4), 885–892 doi: 10.5367/te.2013.0307
- Wane, A., S. Gilbert, and S. Dibooglu (2004), “Critical Value of the Empirical F-Distribution for Threshold Autoregressive and Momentum Threshold Autoregressive Models,” Working Paper, Department of Economics, Southern Illinois University.

臺灣「牛熊證」之流動性調整風險值研究

蔡垂君*、張員盛**

摘 要

本研究結合 Bangia et al. (1999、2001) 與 Al Janabi (2008, 2011, 2012) 的學術論文觀點，針對臺灣證券交易所掛牌交易之「牛熊證」，進行「流動性調整風險值」研究，實證結果顯示「風險值」模型的實際失敗率等於理論失敗率，且（1）適於看多操作的「牛證」，當操作「台股指數」可能遭逢的損失相對較低；若操作特定股票「鴻海」則風險值最高；而操作「金融指數」、「上証 50 指數」、「滬深 300 指數」，或其他跨境經營企業股票則風險相對居中。（2）適於看空操作的「熊證」，當操作「台股指數」需慎選操作時段，方能避免承擔過巨風險；若操作「金融指數」或「上証 50 指數」則相對風險值較低。相對於過去的研究，本文建立一個較為完整的風險評估模型。

關鍵字：牛熊證、流動性調整風險值、回溯測試

JEL 分類代號：G10

壹、緒論

一、研究背景

「牛熊證」(callable bull and bear contract, CBBC) 即下(上)限型認購(售)權證，最早起源於 2001 年的歐洲與澳洲市場，臺灣證券交易所亦於 2011 年 7 月 8 日推出。相較於 1998 年推出的認購權證而言，整體交易量更大，對於投資人面對價格漲跌時，由於有上下限價格的限制，可以更具彈性與事先預期損益狀況，有利於發行者與投資者各自鎖定利益與損失，使得整體權證市場成長快速。進一步觀察「牛熊證」整體市場總交易金額，從發行之初 284,679,372 元，2015 年總市場交易金額已經達 752,603,219 元，上

* 靜宜大學會計學系副教授

** 靜宜大學會計學系研究生、勤業眾信會計師事務所審計員

升約 2.6 倍，請見表 1。相較於「認股(售)證」主要以臺灣股票市場的個股、相關性的集團個股，或相似產業個股為組合的商品設計；「牛熊證」商品則以結合台、港、中三地的「企業股票」、「股票指數」，以及「ETF」為主，更能使跨境交易者將資金駐足於臺灣。¹

表 1 「牛熊證」交易數量與金額

年度	交易數量(單位:筆數)	交易金額(單位:新臺幣千元)
2011	2,296,822	284,679,372
2012	2,146,200	231,313,946
2013	3,049,622	340,013,372
2014	6,158,103	678,845,533
2015	7,113,208	752,603,219

資料來源是「臺灣證券交易所」。

「牛熊證」除了可投資標的多元化，尚可針對市場漲跌進行不同的投資規劃，「牛證」(callable bull contracts)適合看漲布局；「熊證」(callable bear contracts)適合看跌布局。但當價格同向漲跌，且實際價格觸及下限或上限價格時，投資人將面臨發行人強制贖回而停利(take profit)出場。這與認股(售)權證，當價格反向漲跌且觸及下限與上限價格時，投資人可自行停損(take profit)出場，觀點正好相反。且「牛熊證」的設計是適合在履約價格上下波動的淺價內與價外買賣的商品，當發生深價內與深價外時，合約經常會面臨強制贖回的問題，導致整體交易存續期間最短只有 25 天。然而，為了使研究有充足的樣本可以表彰實證意涵，本文以國內法規規範最短存續期間 3 個月為基礎，將發行之後能持續交易滿 3 個月(含)以上，且每日能有活絡且完成交易的合約，視為本研究實證樣本。進一步從臺灣證券交易所網頁資訊觀察合於以上條件之樣本，「牛證」共有 11 次發行紀錄，包含「台股指數」(TWSC TAIEX)3 次發行、台股「金融指數」(TWSC Financial Sub-Index)1 次發行、中國「滬深 300 指數」(CSI 300 Index ETF)2 次、「上証 50 指數」(SSE 50 Index ETF)1 次、跨中港台經營的個別股票「鴻海」發行 2 次、「宏達電」2 次，以及「星晨電通」1 次；在「熊證」的部分則有 10 次發行紀錄，包含「台股指數」8 次發行、台股「金融類股指數」1 次，以及中國「上証 50 指數」1 次發行。²

¹ 金管會面對港滬股票市場在 2014 年建構跨境交易平台，亦推動「金融進口替代」(Financial Import Substitution)政策，希望藉由台、港、中跨境金融商品創新，留住每年平均高達 151 億美元直接投資於海外，以及 1.75 兆美元以海外複委託流通於海外的資金。

² 牛熊證是備兌型證券，主要發行者為元大金控，佔全部市場發行總量的 61%，居次的是凱基證券，佔市場發行總量 24%，其他，包含兆豐證券、元富證券、寶來證券、群益證券、第一金證券、亞東證券、統一證券、大華證券、富邦證券、永豐金證券，約佔發行總量 15%。

表 2 研究樣本

合約類型	股價指數	股票指數型基金	個股
牛證	台股指數 2 次 金融類股指數 1 次	滬深 300 指數 2 次 上証 50 指數 1 次	鴻海股票 2 次 宏達電股票 2 次 晨星電通股票 1 次
熊證	台股指數 8 次 金融類股指數 1 次	上証 50 指數 1 次	-----

資料來源是「臺灣證券交易所」。

列舉之樣本必須同時符合至少掛牌之後連續交易三個月（含）以上，以及每日均有完整交易資訊。

二、研究動機與目的

投資人雖可依據市場漲跌情況決定「牛證」或「熊證」的投資，但如何判斷市場價格漲跌以及風險變化，將是日益重要的課題。且牛熊證可以透過低額權利金，提升高度槓桿倍數，只要對於市場價格漲跌看法預期正確則有獲利機會，但證券交易市場並非完美，受到標的股票價格波動的影響，「價格風險」仍是影響牛熊證風險值的主要因素，因此，本研究先針對報酬率波動引起的傳統風險值（traditional value at risk, traditional VaR）³ 進行評估。而有鑑於資本市場國際化程度日益加深，存在的不僅單純的每日價格漲跌造成的傳統風險值評估的問題，更甚因國內或海外市場週轉率與市場摩擦性差異，往往造成高度的不良流動性風險（ill-liquidity）。2008 年左右開始且餘波盪漾的全球次級房貸與結構性商品交易造成的世界金融海嘯，更促使 2006 年才正式施行的 BASEL II 面臨因流動性造成的問題，提早於 2009 年又埋首於 BASEL III 新的設計，陸續在 2010 年後對流動性風險管理大幅度進行修正，於 2013 年正式發布並於 2017 年全面實施流動性覆蓋率（liquidity coverage ratio, LCR）與淨穩定資金比率（net stable funding ratio, NSFR）兩項流動性數據之揭露，另一方面，國際會計準則 IFRS 第七號公報「金融工具：揭露」亦針對企業資產流動性風險要求加以揭露。相較於 Bangia et al. 在 1999 年提出以「買賣價差率」（bid-ask spread ratio）波動率衡量各別證券的「外在流動性風險值」（exogenous liquidity adjusted VaR），有關「流動性風險」在學術上的評估與論述，似乎引領於實務評估之前。

只是 Bangia et al.（1999, 2001）雖將「流動性風險」成因劃分為外在流動性風險與內在流動性風險，但整篇研究主旨只在評估「外在流動性風險值」，對於「內在流動性風險值」（endogenous liquidity adjusted VaR）並未進行實證。因此，本研究結合

3 依據 Jorion（2006）的看法，風險值是指在既定的信賴區間水準、一定衡量期間（例如一天），以風險值評估模型計算之最大可能損失金額。Bangia et al.（1999, 2001）則將該數值稱為傳統風險值（Traditional VaR）。

Al Janabi (2008, 2011, 2012) 的研究，加入「內在流動性風險」的觀點，結合既有的傳統風險值，以及兩類流動性風險，計算總流動性調整風險值 (liquidity adjusted VaR, LVaR)。相對於過去臺灣「牛熊證」的研究，多數集中於法律環境、價格方面、作業方面，以及獲利層面之探討 (林宜男與林蒼祥 (2007)、謝旻潔 (2012, 2014a, 2014b)、陳溢茂等人 (2014)、周元川 (2011)、李存修 (2011)、吳仁傑與任萱 (2011)、葉其葳與劉信芝 (2011))，本文希望就風險值的觀點，探討臺灣「牛熊證」之現況。

本研究的「研究動機」是針對「牛熊證」進行流動性調整風險值評估，就發行日起至 2015 年 6 月 30 日為止，交易期間至少持續三個月，且有完整每日交易紀錄的 21 次發行進行實證研究，「研究目的」包含以下兩項：

- (一) 透過「內在流動性風險」與「外在流動性風險」之評估，計算「流動性調整風險值」。
- (二) 將計算所得之「流動性調整風險值」進行「回溯測試」，進一步比較「實際失敗率」與「理論失敗率」之一致性，觀察實證模式之效率。

三、研究貢獻

本研究依據 Bangia et al.(1999, 2001) 的觀點，並參考 Al Janabi (2008, 2011, 2012) 多篇研究之觀點，建立完整的風險評估模型，研究貢獻包含以下兩項：

- (一) 整合「內在流動性風險」與「外在流動性風險」，建構以市場傳統風險值為主，合併流動性風險值的概念，完整評估牛熊證的風險。
- (二) 針對「牛證」與「熊證」的實證結果，比較「臺灣市場股價指數」、「中國市場股價指數」以及「跨中港台經營的個別股票」可能的涉險程度。

貳、流動性調整風險值

由於歷經多次金融風暴，流動性風險評估已廣為研究者所重視，2013 年巴塞爾協定 III 亦嚴謹地規範與要求流動性風險的計算與揭露。Bangia et al. (1999, 2001) 則在研究中指出，金融資產的流動性風險可區分為「外在流動性風險」與「內在流動性風險」，並針對「外在流動性風險」對「傳統風險值」的計算進行修正，只是並未提及「內在流動性風險」的實證。Al Janabi (2008, 2011, 2012) 則以多篇實證研究，針對「內在流動性風險」進行說明，並修正當面臨該風險時，應如何進行風險值之評估。

依據 Amihud & Mendelson (1986)、沈大白等人 (2002)，以及絲文銘等人 (2012) 的論述，「外在流動性風險」是指『反映在交易時間的速度，以及造成交易成本增加的狀況』，市場流動性良好意指能夠以最快速度與最小成本達成交易，換言之，即可以買

賣者認知一致的現行市場價格，即時完成交易，因此，「買賣價差」是否一致被視為流動性是否良好的評估變數。故此，國外學者如 Francois & Yousfi (2014)、Papavassiliou (2013)、Weiß & Supper (2013)、Ourir & Snoussi (2012)、Al Janabi (2011)、Stange & Kaserer (2011)、Giot et al. (2006)、Cosandey (2001) 針對不同市場的流動性風險進行研究，或提出不同評估模型，但均以買賣價差為衡量變數，買賣價差儼然成為流動性風險高低衡量的代理變數。

而「內在流動性風險」是指投資者出脫合約所花費的時間，可依「持有期間」長短來做評估。面對市場流動性變化之差異，當流動性不佳時，持有期間將越長，則可能面臨較高的流動性風險；反之，當市場流動性好，則持有期間可能會比較短，可早日獲利了結或認賠出脫。然而，包含 Amihud & Mendelson (1986) 與 Bangia et al. (1999, 2001) 均以「買賣價差」的效應為主來觀察資產定價或風險值計算，沒有考慮投資者的「持有期間」與「交易數量變化」造成的流動性差異。因此，Acharya & Pedersen (2005)、Al Janabi (2008) 分別針對「內在流動性風險」進行評估，尤其是 Al Janabi 提出「持有期間」的概念，包含後續年度 2008 年、2011 年，以及 2012 年的論述，均以流動性調整風險值 LaVaR 為架構建立投資組合模型，修正外在流動性風險評估模型，此外，Kim & Lee (2014)、Jobst (2014)、Papavassiliou (2013)、Weiß & Supper (2013)，以及 Acharya & Pedersen (2005) 也分別針對國外的證券市場，結合「內在流動性風險」與「外在流動性風險」進行實證研究。因此，本研究亦將結合兩種風險評估的概念，探討「牛熊證」之流動性調整風險值。

參、研究方法

一、研究樣本與期間

本研究以臺灣證券交易所掛牌交易的「牛熊證」為研究對象，研究期間為發行日起至 2015 年 6 月 30 日為止。雖然，權證的法定有效期限最長可自發行日起延續兩年，但當「牛熊證」市場價格同向高於或低於觸及價格時，受到發行人強制贖回影響，導致有些權證掛牌交易期間只有 25 天。為了使數據分析具有充足樣本，本文擷取之數據必須符合兩個條件，包含需至少有三個月掛牌紀錄、且必須有每日交易之活絡商品。

合乎此規範的研究樣本，「牛證」包含 2 次台股指數的發行、1 次金融類股指數、中國滬深 300 指數 2 次、上証 50 指數 1 次，以及跨境經營的個股公司，鴻海發行 2 次、宏達電 2 次，以及晨星電通 1 次，合計共 11 次為樣本。「熊證」則包含台股指數 8 次發行、金融類股指數 1 次、中國上証 50 指數 1 次，合計共 10 次為樣本。

二、研究變數

本研究以 21 次「牛熊證」發行為研究對象，實證變數包含「收盤價」、「成交量」，以及「最後最佳買價」與「最後最佳賣價」，實證數據主要來自「臺灣證券交易所」盤後資訊。其中，「收盤價」時間序列通常不具恆定性，本文將收盤價資料取自然對數之數據相減，以此數據計算具有恆定性的「報酬率」為實證變數，作為評估「傳統風險值」基本數據，計算式如下。其中， R_t 、 P_t 、 P_{t-1} 分別是指指在期間 t 或 $t-1$ 的報酬率與收盤價。

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (1)$$

而「買賣價差」是調整「外在流動性風險」的代理變數，從投資人的角度面來看，價差可視為未來拋售或補回時點，買方與賣方喊價是否趨於一致的指標，當價差缺口較小時，買賣雙方對價格看法相似，則流動性成本被視為較低。由於「買賣價差」仍具有數值單位以及可能不具恆定性，因此，本文以買賣價差除以平均買賣價而得的「買賣價差率」（bid-ask spread rate）為實證變數，計算式如下。其中，ask 與 bid 分別為買價與賣價。

$$S_t = \frac{\text{ask} - \text{bid}}{\frac{\text{ask} + \text{bid}}{2}} \quad (2)$$

此外，為了加入「內在流動性風險」進行調整，以觀察「持有期間」對流動性造成之影響，本研究新增「持有期間率」“ t ”為實證變數，計算方法是將當日交易量除以含當日在內未來 30 個交易日之平均交易量（Al Janabi, 2008），計算式如下。其中，daily exchange volume 為每日成交量；30-day average exchange volume 為 30 天的平均成交量。

$$t = \frac{\text{daily exchange volume}}{\text{30-day average exchange volume}} \quad (3)$$

接下來，本研究將計算出來的「持有期間」，依照 Al Janabi（2008）的觀點，算出「內在流動性持有期間修正因子」 D_t ，計算式如下。

$$D_t = \frac{(2t+1)*(t+1)}{6*t} \quad (4)$$

三、傳統風險值

傳統的風險值計算模式是衡量每日可能產生的最大可能損失，以報酬率的標準差來衡量風險，而在衡量過程當中，本研究採用 Bollerslve (1986) 提出的 GARCH 模式先估計報酬率承擔的風險數值 σ_t ，再以非常態分配調整式 $\theta = 1 + 1.004(\frac{k}{3})$ 期臨界值，並將計算的結果以及權證每日收盤價一起帶入估計傳統風險值 VaR，實證模式如下。

$$VaR = P_t(1 - e^{-2.33*\theta*\sigma_t})$$

$$GARCH: \sigma_t^2 = a + b * \sigma_{t-1}^2 + c * \varepsilon_{t-1}^2 \quad (5)$$

$$\theta = 1 + 1.004(\frac{k}{3})$$

四、流動性調整風險值

本研究將流動性風險區分為外在流動性風險與內在流動性風險，並依此計算「外在流動性調整風險值」以及「內在流動性調整風險值」，由兩種數據再加總傳統風險值，可計算出整體的流動性風險數值。其中，VaR、VaR_{EXO}、VaR_{END} 各自代表傳統風險值、外在流動性調整風險值，以及內在流動性調整風險值，實證模式如下。

$$LVaR = VaR + VaR_{EXO} + VaR_{END} \quad (6)$$

(一) 外在流動性調整風險值

本研究以「買賣價差率」波動率為實證變數，針對「外在流動性風險」進行實證，並以 GARCH 模式估計買賣價差率承擔的風險數值 $\tilde{\sigma}_t^2$ ，再以非常態規模因子 (Scaling Factor) a 進行修正，該數據依據沈大白等人的研究，假設該數值為 3。接下來，加上平均價差率 \bar{S}_t 之後，乘以當日收盤價格，估得風險值數額。其中， P_t 為每日收盤價、 $\bar{S}_t = \frac{1}{n} * \sum_{Y=1}^n S_t$ 、規模因子 a 為 3，實證模式如下。

$$VaR_{EXO} = P_t * (\bar{S}_t + a\tilde{\sigma}_t) \quad (7)$$

$$GARCH: \tilde{\sigma}_t^2 = d + e * \tilde{\sigma}_{t-1}^2 + f * \varepsilon_{t-1}^2$$

(二) 內在流動性調整風險值

本研究以「內在流動性持有期間修正因子」 D_t 作為內在流動性風險調整因素，進一

步就 D_t 的計算式分析，當市場交易量萎縮（或增加）時，則預期持有期間將拉長（或縮短），造成流動性再次下降（或上升），將造成「內在流動性風險」上升（或下降）。因此，本研究進一步針對「內在流動性調整風險值」進行計算，其評估方式是將傳統風險值乘以「內在流動性持有期間修正因子」，實證模式如下。

$$\text{VaR}_{\text{END}} = P_t(1 - e^{-2.33\theta\sigma_t}) * D_t \quad (8)$$

五、回溯測試

1996年巴塞爾資本協定修正案當中，提出了計算回溯測試法，而回溯測試可用於檢測風險值評估模型之可靠性。在本研究當中，將每日實際的損失值 M_t ，與該日模型評估的可能損失作比較，當實際損失值大於風險值時，則計穿透（Number of Exception）失敗一次， $D_{t,n}=1$ ，從而累積總失敗次數為 C_n 。而有關失敗次數、累積失敗次數，以及實際失敗率之計算，分別如下三式，其中， M_t 為實際損失； $D_{t,n}$ 為虛擬變數，當 $M_t \geq \text{VaR}$ 時，即告穿透（或稱失敗）； C_n 為累積總失敗次數； $\hat{\alpha}$ 為實際失敗率， n 代表總樣本。

$$D_{t,n} = \begin{cases} 1 & M_t \geq \text{VaR} \\ 0 & M_t < \text{VaR} \end{cases} \quad (9)$$

$$C_n = \sum_{t=1}^T D_{t,n} \quad (10)$$

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^T D_{t,n}}{n} \quad (11)$$

接續，應用 Kupiec（1995）提出的回溯測試法，針對穿透次數，以失敗率百分比測試法（proportion of failures, POF），就實際失敗率（ $\hat{\alpha}$ ）與理論失敗率（ α_0 ）之一致性建立虛無假設 $H_0: \hat{\alpha} = \alpha_0$ 並進行檢定，統計量如下。

$$LR_{pf} = 2[\ln \hat{\alpha}^{C_n} (1 - \hat{\alpha})^{n - C_n} - \ln \alpha_0^{C_n} (1 - \alpha_0)^{n - C_n}] \sim \chi^2 \quad (12)$$

肆、實證結果

本研究依據樣本取樣原則，分別就「牛證」11次發行樣本、以及「熊證」10次發行樣本進行實證，以下分別就兩類商品的「敘述統計」、「傳統風險值」，以及「流動

性調整風險值」結果進行說明。

一、牛證的實證結果

(一) 敘述統計

本研究「牛證」的敘述統計結果如表 3，其中，11 項商品的「報酬率」平均數區間介於 -0.016 至 0.002 之間，標準差區間介於 0.042 至 0.131 之間；「買賣價差」的部分，平均數區間介於 0.025 至 0.074 之間，標準差區間介於 0.019 至 0.099 之間；「交易量變動率」區間介於 -0.034 至 0.062 之間，標準差區間介於 0.802 至 1.493 之間；「持有期間變動率」區間介於 0.048 至 0.078，標準差區間介於 0.094 至 0.176。比較不同商品之特性，歸納說明如下：（1）臺灣上市的指數部分，「報酬率」、「買賣價差」、「持有期間變動率」表現最高的是台股指數；「交易量變動率」則以金融類股表現較高。（2）中國上市的指數部分，「報酬率」、「買賣價差」以及「交易量變動率」表現最高的是滬深指數；「持有期間變動率」表現較高的則是上証 50 指數。（3）台海跨境經營公司個股，「報酬率」與「買賣價差」表現較高為鴻海；「交易量變動率」與「持有期間變動率」表現較高者為晨星電通。

表 3 「牛證」敘述統計

牛證	台股指數 (1)				台股指數 (2)				金融類股			
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率
平均數	-0.001	0.048	-0.009	0.057	0.002	0.025	-0.034	0.078	-0.002	0.045	0.015	0.068
標準差	0.058	0.043	0.995	0.108	0.042	0.019	1.452	0.164	0.062	0.030	1.360	0.131
牛證	上証 50 指數				滬深 300 指數 (1)				滬深 300 指數 (2)			
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率
平均數	-0.015	0.067	0.012	0.062	-0.010	0.070	0.008	0.049	-0.014	0.074	0.047	0.051
標準差	0.097	0.059	1.079	0.121	0.089	0.066	1.182	0.094	0.104	0.072	1.041	0.107
牛證	鴻海 (1)				鴻海 (2)				宏達電 (1)			
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率

平均數	-0.004	0.038	0.031	0.048	-0.010	0.071	0.039	0.050	-0.010	0.069	0.031	0.054
標準差	0.048	0.034	1.467	0.099	0.062	0.074	0.802	0.113	0.081	0.059	1.068	0.097
牛證	宏達電 (2)				晨星電通							
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率				
平均數	-0.016	0.061	0.049	0.052	-0.026	0.049	0.062	0.078				
標準差	0.079	0.075	1.222	0.132	0.131	0.099	1.493	0.176				

「報酬率」、「買賣價差」、「持有期間變動率」，等三敘述統計，是依據「臺灣證券交易所」下載之「收盤價」、「最後最佳買價」、「最後最佳賣價」、「成交量」，依照「研究變數」式(1)、(2)、(3)計算。

(二) 傳統風險值

本研究依據 GARCH 模式估計報酬率的當期風險，實證結果從係數「b 值」可看出 11 檔牛證合約，當期風險全部受到前期變異數顯著影響；從「c 值」可知 4 檔牛證合約的當期變異數受到前期殘差所影響。而針對實證結果，本研究就殘差項進行三項檢定，⁴ 首先依據 Jarque & Bera (1987) 常態性檢定概念建立虛無假說，實證結果發現，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 χ^2 值顯示，序列資料不是常態分配。接下來，依據 Dickey & Fuller (1979) 恆定性檢定概念，建立虛無假說，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 t 值均顯著，代表數據已呈恆定。接下來，依據 Engle (1982) 變異數非齊一性檢定概念建立虛無假說，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 χ^2 數據均呈不顯著，代表透過 GARCH 模型修正，波動率已呈現齊一性。最後，針對實證模型進行樣本外預測，從根據四項預測誤差數據結果，⁵ 包含平均均方誤差 (mean square error, MSE)、平均絕對誤差 (mean absolute error, MAE)、平均絕對百分比誤差 (mean absolute percentage

⁴ 「常態性檢定」統計量為 $\chi_0^2 = \frac{T}{6} \left[Sk^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right]$ ，其中，T, Sk and K 分別是樣本個數、偏態與峰態。虛無假說 H_0 : 數列的機率分配模式是常態分配。

「恆定性檢定」統計量為 $t_0 = \frac{(\rho-1)}{\sigma_\rho}$ 。虛無假說為： H_0 數列的性質不具恆定性。所建立的自迴歸模式為 $Y_t = \alpha + \beta * t + \rho * Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{t-i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ ，其中， $Y_t, Y_{t-1}, \Delta Y_{t-1}$ 是原始數列、落差一齊數列，以及一階差分。

「變異數不齊一檢定」統計量為 $\chi_0^2 = T * R^2$ ，其中，T 與 R^2 分別是樣本個數與判定係數。虛無假說為： H_0 變異數具齊一性。

⁵ 四項預測誤差的方法分別是平均均方誤差、平均絕對誤差、平均絕對百分比誤差，以及 Theil 係數，統計量分別如下：

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^T (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{T}, MAE = \frac{\sum_{t=1}^T |Y_t - \hat{Y}_t|}{T}, MAPE = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{|Y_t - \hat{Y}_t|}{Y_t}}{T}, \text{Theil coefficient} = \frac{\sum_{t=1}^T \sqrt{(Y_t - \hat{Y}_t)^2}}{\sum_{t=1}^T \sqrt{Y_t^2 + \sum_{t=1}^T \hat{Y}_t^2}}$$

error, MAPE)，以及 Theil 係數 (Theil coefficient) 均呈現樣本外預測能力不甚理想。

另將 GARCH 估計的結果，帶入實證模式計算逐日「傳統風險值」，11 項商品的平均數值介於 0.042 至 2.350。其中，數值最大的是「晨星電通」、數值最小的是「鴻海」，包含「台股指數」、「金融指數」、「滬深 300 指數」、「上証 50 指數」以及「宏達電」則表現居中。接續進行回溯測試，⁶ 各項商品的實際失敗次數介於 0 次至 28 次，共有 5 項商品的實際失敗率大於理論失敗率，顯示實際風險值可能被低估，須加入其他評估因素以適切評估風險，實證結果如表 4。

(三) 流動性調整風險值

本研究應用 GARCH 模型針對「買賣價差」的當期風險進行實證，從「e 值」的實證結果可知，11 檔牛證合約的當期風險受到前期變異數顯著影響；從「f 值」可知 6 檔牛證合約的當期變異數受到前期殘差所影響。而內文接續針對殘差項進行三項檢定，首先依據 Jarque & Bera (1987) 常態性檢定建立虛無假說，實證結果發現，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 χ^2 值顯示數據均呈非常態分配。接下來，以 Dickey & Fuller (1979) 恆定性檢定，建立虛無假說，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 t 值顯示數據具有恆定性。

表 4 「牛證」傳統風險值與回溯測試實證結果

牛證	台股指數 (1)	台股指數 (2)	金融類股	上証 50 指數	滬深 300 指數 (1)	滬深 300 指數 (2)	鴻海 (1)	鴻海 (2)	宏達電 (1)	宏達電 (2)	晨星電通
報酬率 GARCH 實證結果											
a	0.0003	0.001*	0.0016	0.0002	0.001*	0.0004	0.004*	0.0002	0.004	0.0002	0.00038
b	0.864*	0.891*	0.683*	0.886*	0.913*	0.886*	0.941*	0.885*	0.512*	0.745*	0.592*
c	0.059	0.074	0.112*	0.101	0.055	0.104	0.071*	0.064	0.267	0.342*	1.073*
AIC	-2.860	-3.530	-2.710	-2.061	-1.862	-1.893	-3.236	-2.666	-2.196	-2.634	-3.211
MLE	250.448	161.865	110.035	169.972	97.040	98.577	190.709	128.318	138.041	92.548	94.521
JB N.D. Dist. test result	12.346	14.984	17.348	24.570	25.902	30.739	9.301	8.322	12.562	12.683	6.333
ADF unit root test result	6.903*	7.304*	11.205*	9.845*	7.930*	11.234*	8.093*	10.444*	14.205*	12.503*	9.033*
ARCH test result	0.247	0.982	0.461	0.692	0.592	0.892	0.609	0.493	0.153	0.402	0.733
MSE	0.019	0.010	0.049	0.025	0.013	0.013	0.056	0.030	0.067	0.079	0.065

⁶ 「回溯測試」是依據 Kupiec (1995) 提出的觀點進行驗證，統計量為 $LR_{POF} = 2[\ln \hat{\alpha}^k (1 - \hat{\alpha})^{n-k} - \ln \alpha_0^k (1 - \alpha_0)^{n-k}] \sim \chi^2$ ，虛無假說為： $H_0: \alpha = \hat{\alpha}$ 。

MAE	0.014	0.007	0.035	0.018	0.009	0.011	0.046	0.026	0.009	0.024	0.039
MAPE	97.230	97.232	89.632	89.260	85.813	98.721	96.913	97.111	96.511	93.984	96.660
Theil coefficient	0.923	0.908	0.913	0.908	0.961	0.968	0.969	0.970	0.978	0.991	0.940
傳統風險值與失敗次數											
VaR	1.142	0.086	0.048	0.709	0.675	0.538	0.045	0.042	0.470	1.257	2.350
失敗次數	0	12*	28*	0	0	0	23*	24*	10*	0	0

各項數據主要是從「報酬率」透過本研究模式計算的結果。以上所有假設檢定，均在信賴區間為 95%、 α 值為 0.05 所做的驗證，* 代表拒絕虛無假說。

另依據 Engle (1982) 變異數非齊一性檢定，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 χ^2 顯示透過 GARCH 模型修正，波動率呈現齊一性。最後，針對實證模型進行樣本外預測，從平均均方誤差、平均絕對誤差、平均絕對百分比誤差，以及 Theil 係數結果可知，樣本外預測能力並不理想。

而將 GARCH 估計結果帶入「外在流動性風險值」實證模式，數據結果顯示，11 項商品的風險值介於 0.121 與 2.241 之間。其中，「鴻海」的數值最大，而數值相對較低的是「台股指數」，表現相對居中的是「金融指數」、「上証 50 指數」、「滬深 300 指數」、「宏達電」與「晨星電通」。另從「內在流動性風險值」計算結果顯示，數值介於 1.043 至 3.988，其中，風險值最大的也是「鴻海」，數值最低的也是「台股指數」，相對數值居中的是「金融指數」、「上証 50 指數」、「滬深 300 指數」、「宏達電」與「晨星電通」。進一步計算的「流動性調整風險值」，數值介於 2.870 至 6.133 之間。依最後風險值數具進行回溯測試，實證顯示實際失敗次數均為 0，11 檔商品的實際失敗率均等於理論失敗率，代表風險值可被合理估計。整體風險值數值最大的是「鴻海」、最小的是「台股指數」，表現相對居中的也是「金融指數」、「上証 50 指數」、「滬深 300 指數」、跨境經營的「宏達電」與「晨星電通」，實證結果如表 5。

表 5 「牛證」流動性調整風險值與回溯測試實證結果

牛證	台股指數 (1)	台股指數 (2)	金融類股	上証 50 指數	滬深 300 指數 (1)	滬深 300 指數 (2)	鴻海 (1)	鴻海 (2)	宏達電 (1)	宏達電 (2)	晨星電通
買賣價差 GARCH 實證結果											
d	0.0001	0.0001	0.0009*	0.0005	0.001*	0.0002	0.0003	-0.0003*	0.0007	0.0001	0.00038
e	0.681*	0.815*	0.256*	0.782*	0.997*	0.775*	0.875*	0.991*	0.596*	0.716*	0.292*
f	0.304*	0.061	0.486*	0.185	0.075	0.259	0.023	0.048*	0.442*	0.412*	1.073*
AIC	-3.018	-4.061	-2.985	-2.025	-1.825	-2.202	-3.087	-2.218	-2.050	-2.659	-3.211
MLE	264.092	185.732	120.903	167.045	95.171	114.223	182.022	107.263	129.048	93.413	94.521
JB N.D. Dist. test result	21.671*	19.084*	20.840*	29.029*	38.508*	17.772*	16.391*	24.955*	25.391*	20.001*	23.682*

ADF unit root test result	17.901*	19.340*	18.402*	19.030*	16.703*	16.340*	16.633*	17.893*	14.731*	15.988*	16.391*
ARCH test result	0.274	0.391	0.640	0.733	0.638	0.913	0.427	0.693	0.738	0.480	0.377
MSE	0.022	0.013	0.023	0.080	0.041	0.044	0.022	0.031	0.040	0.107	0.054
MAE	0.034	0.018	0.029	0.100	0.064	0.07	0.034	0.068	0.057	0.130	0.091
MAPE	68.602	55.165	93.739	92.761	91.170	91.219	88.602	91.411	90.391	91.241	95.201
Theil coefficient	0.980	0.933	0.964	0.942	0.978	0.985	0.980	0.988	0.953	0.946	0.993
流動性調整風險值與失敗次數											
VaR _{EXO}	1.067	0.121	0.395	0.460	0.387	0.580	2.004	2.241	0.860	1.211	1.118
VaR _{END}	2.443	2.663	2.974	3.918	3.785	3.209	3.988	3.850	3.604	3.722	2.663
LaVaR	3.510	2.784	3.369	4.378	4.172	3.789	6.037	6.271	4.464	4.933	3.781
失敗率	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

各項數據主要是從「買賣價差」透過本研究模式計算的結果。以上所有假設檢定，均在信賴區間為 95%、 α 值為 0.05 所做的驗證，* 代表拒絕虛無假說。

二、熊證風險值計算結果

(一) 敘述統計

本研究「熊證」的敘述統計結果如表 6，其中，10 項商品的「報酬率」平均數區間介於 -0.015 至 0.002 之間，標準差區間介於 0.054 至 0.090 之間；「買賣價差」的部分平均數區間介於 0.030 至 0.063 之間，標準差區間介於 0.025 至 0.066 之間；「交易量變動率」區間介於 -0.001 至 0.055 之間，標準差區間介於 0.796 至 1.697 之間；至於「持有期間變動率」區間介於 0.039 至 0.091，標準差區間介於 0.084 至 0.158。歸納比較各商品，列舉重點說明如下：(1) 臺灣上市的指數，「報酬率」表現最高者為金融類股，「買賣價差」、「交易量變動率」與「持有期間變動率」則以台股指數相對表現較高。(2) 中國上市的指數只有上証 50 指數，值得特別注意的是該指數的「報酬率」是熊證當中，唯一數值為正的證商品。

表 6 「熊證」敘述統計

熊證	台股指數 (1)				台股指數 (2)				台股指數 (3)			
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率
平均數	-0.009	0.059	0.023	0.039	-0.015	0.063	0.055	0.055	-0.009	0.062	0.005	0.049
標準差	0.059	0.045	0.796	0.084	0.072	0.042	0.809	0.114	0.068	0.066	0.878	0.092
熊證	台股指數 (4)				台股指數 (5)				台股指數 (6)			
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率
平均數	-0.009	0.030	0.021	0.091	-0.014	0.045	0.049	0.079	-0.007	0.046	0.009	0.052
標準差	0.060	0.025	1.697	0.158	0.064	0.042	0.975	0.144	0.057	0.039	1.193	0.095
熊證	台股指數 (7)				台股指數 (8)				金融類股			
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率
平均數	-0.005	0.054	0.017	0.044	-0.006	0.041	0.017	0.048	-0.005	0.045	-0.001	0.062
標準差	0.060	0.042	0.914	0.092	0.054	0.031	1.130	0.095	0.065	0.032	1.158	0.115
熊證	上証 50 指數											
	報酬率	買賣價差	交易量變動率	持有期間變動率								
平均數	0.002	0.031	0.005	0.075								
標準差	0.090	0.042	1.424	0.149								

「報酬率」、「買賣價差」、「持有期間變動率」，等三敘述統計，是依據「臺灣證券交易所」下載之「收盤價」、「最後最佳買價」、「最後最佳賣價」、「成交量」，依照「研究變數」式(1)、(2)、(3)計算。

(二) 傳統風險值

本研究以 GARCH 模型針對「報酬率」的當期風險進行實證，從「b 值」看出 10 檔熊證的當期風險，受到前期變異數顯著影響；從「c 值」可以看出 7 檔熊證的當期變異數也受前期殘差項所影響。而本文接續就殘差項進行三項檢定，首先依據 Jarque & Bera

(1987) 常態性檢定建立虛無假說，實證結果發現，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ ，統計量 χ^2 呈現數據並非常態分配。接下來，依據 Dickey & Fuller (1979) 恆定性檢定建立虛無假說，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 t 值呈現數列具有恆定性。另依據 Engle (1982) 變異數非齊一性檢定概念，建立虛無假說，實證結果發現在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 之下，統計量 χ^2 顯示透過 GARCH 模型修正，波動率已呈齊一性。最後，針對實證模型進行樣本外預測，從平均均方誤差、平均絕對誤差、平均絕對百分比誤差，以及 Theil 係數的實證結果可以看出，樣本外預測的能力並不甚理想。

而將 GARCH 估計的結果帶入實證模式，計算 10 項商品的逐日「傳統風險值」，平均數值介於 0.059 與 0.661 之間，其中，數值最大與最小的均是「台股指數」，代表台股風險值在不同投資時段，風險值數據變化比較大，而表現相對居中的是「金融類股」與「上証 50 指數」。另根據回溯測試結果可知，實際失敗次數介於 0 與 23 次之間，6 檔商品的實際失敗率大於理論失敗率，顯示實際風險值可能被低估，實證結果如表 6。

表 6 「熊證」傳統風險值與回溯測試實證結果

熊證	台股指數 (1)	台股指數 (2)	台股指數 (3)	台股指數 (4)	台股指數 (5)	台股指數 (6)	台股指數 (7)	台股指數 (8)	金融類股	上証 50 指數
報酬率 GARCH 實證結果										
a	0.001*	0.001*	0.001*	0.0001*	0.001	0.006*	0.001*	0.001*	0.001	0.0007
b	1.083*	1.121*	1.061*	1.190*	0.758*	0.610*	1.077*	1.074*	1.069*	0.858*
c	0.083*	0.117*	0.033*	0.098	0.112	0.073*	0.063*	0.056*	0.065*	0.056
AIC	-3.093	-2.639	-2.840	-2.909	-2.615	-2.856	-3.021	-3.177	-2.727	-1.949
MLE	268.981	138.912	286.98	103.356	84.091	225.794	311.100	306.432	189.796	99.515
JB N.D.										
Dist. test result	8.157*	11.022*	19.545*	6.551*	12.502*	12.176*	17.209*	8.161*	8.248*	17.511*
ADF unit root test result	-11.675*	-8.815*	-15.010*	-9.388*	-7.715*	-11.877*	-13.630*	-13.283*	-12.121*	-9.334*
ARCH test result	1.393	1.549	0.007	0.177	1.470	0.473	1.206	0.488	0.250	0.453
MSE	0.042	0.053	0.047	0.043	0.047	0.042	0.044	0.041	0.047	0.065
MAE	0.059	0.072	0.067	0.059	0.064	0.057	0.061	0.053	0.063	0.088
MAPE	98.041	97.108	82.099	99.596	92.164	89.412	92.798	93.164	91.461	99.635
Theil coefficient	0.827	0.735	0.882	0.747	0.786	0.873	0.901	0.851	0.743	0.837
傳統風險值與失敗次數										
VaR	0.381	0.661	0.554	0.135	0.305	0.059	0.313	0.147	0.146	0.474
失敗次數	0	3	0	13*	20*	23*	20*	20*	21*	2

各項數據主要是從「報酬率」透過本研究模式計算的結果。以上所有假設檢定，均在信賴區間為 95%、 α 值為 0.05 所做的驗證，* 代表拒絕虛無假說。

(三) 流動性調整風險值

本研究應用 GARCH 報酬率模型針對「買賣價差」的當期風險進行估計，實證結果發現，從「e 值」數據顯示，10 檔牛證的當期風險均受到前期變異數影響；從「f 值」可看出，所有熊證合約的前期殘差項對當期變異數均沒有影響力。而針對實證結果，進一步就殘差項進行三項檢定，首先，依據 Jarque & Bera (1976) 常態性檢定概念建立研究假說，在 95% 信賴區間、 $\alpha=0.05$ 時，統計量 χ^2 數據顯示，數據均為非常態分配。而依據 Dickey & Fuller (1979) 恆定性檢定，統計量 t 數值均呈現數據具有恆定性。另依據 Engle (1982) 變異數非齊一性檢定建立虛無假說，實證結果發現透過 GARCH 模型修正，波動率已具齊一性。最後，針對實證模型進行樣本外預測，從平均均方誤差、平均絕對誤差、平均絕對百分比誤差，以及 Theil 係數的數據觀察，樣本外的預測能力並不佳。

而將 GARCH 估計的結果帶入「外在流動性風險值」模式，10 項商品的風險值介於 0.197 與 0.834 之間，其中，數值表現較高與較低的都是「台股指數」，而「金融指數」以及「上証 50 指數」的風險則表現居中。另從「內在流動性風險值」的計算結果顯示，數值介於 2.362 與 4.787 之間，表現較大與較小者一樣也是「台股指數」，同樣的「金融指數」與「上証 50 指數」的風險表現亦居中。最後，從「流動性調整風險值」的計算結果顯示，數值介於 2.715 至 5.618 之間。接續依據回溯測試的實證，實際失敗次數均為 0，顯示 10 檔商品的實際失敗率等於理論失敗率，實際風險值可被合理估計，而總風險數值表現較大與較小者一樣是「台股指數」，表現相對居中的是「金融指數」與「上証 50 指數」，實證結果如表 7。

表 7 「熊證」流動性調整風險值與回溯測試實證結果

熊證	台股指數 (1)	台股指數 (2)	台股指數 (3)	台股指數 (4)	台股指數 (5)	台股指數 (6)	台股指數 (7)	台股指數 (8)	金融類股	上証 50 指數
買賣價差 GARCH 實證結果										
d	21.671*	19.084*	20.840*	29.029*	38.508*	17.772*	16.391*	24.955*	25.391*	20.001*
e	17.901*	19.340*	18.402*	19.030*	16.703*	16.340*	16.633*	17.893*	14.731*	15.988*
f	0.274	0.391	0.640	0.733	0.638	0.913	0.427	0.693	0.738	0.480
AIC	0.023	0.013	0.023	0.080	0.041	0.044	0.022	0.031	0.040	0.107
MLE	68.602	55.165	93.739	221.76	101.17	101.19	68.602	51.411	80.391	414.241
JB N.D. Dist. test result	12.948*	11.514*	15.532*	6.213*	11.380*	10.568*	9.280*	10.115*	9.792*	11.566*
ADF unit root test result	-6.945*	-7.073*	-13.241*	-8.023*	-5.910*	-9.299*	-2.271*	-4.179*	-6.076*	-8.605*
ARCH test result	0.134	0.067	0.017	0.193	0.011	0.169	0.120	0.001	0.064	0.308
MSE	0.029	0.034	0.027	0.020	0.024	0.021	0.023	0.021	0.025	0.028
MAE	0.043	0.041	0.062	0.024	0.040	0.038	0.033	0.029	0.032	0.040
MAPE	98.734	84.237	84.25	95.732	86.361	93.500	91.591	87.817	99.880	86.866
Theil coefficient	0.932	0.984	0.940	0.933	0.927	0.935	0.948	0.945	0.923	0.988
流動性調整風險值與失敗次數										
VaR _{EXO}	0.460	0.834	0.602	0.218	0.633	0.197	0.823	0.341	0.418	0.394
VaR _{END}	4.787	3.549	3.918	2.362	2.636	3.722	4.303	3.988	3.209	2.747
LaVaR	5.247	4.383	4.52	2.580	3.269	3.919	5.126	4.329	3.627	3.141
失敗率	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

各項數據主要是從「買賣價差」透過本研究模式計算的結果。以上所有假設檢定，均在信賴區間為 95%、 α 值為 0.05 所做的驗證，* 代表拒絕虛無假說。

伍、結論

一、結論

本研究針對臺灣證券交易所發行之「牛熊證」進行「流動性調整風險」實證，研究期間為 2011 年商品掛牌上市至 2015 年 6 月 30 日的商品，由於贖回條款限制，有些商品掛牌之後交易僅 25 天即告終止。本文界定實證樣本，必須在發行之後至少可連續維持三個月 (含) 以上掛牌交易期間，且為每日具有活絡交易之商品。

其中，在「牛證」的實證的部分，共有 11 次的發行符合樣本擷取條件，「傳統風險值」表現最大者為「晨星電通」、數據表現最小是「鴻海」，其他指數包含「台股指數」、「金融指數」、「上証 50 指數」、「滬深 300 指數」、「鴻海」、「宏達電」則表現居中，

觀察回溯測試結果，共有 5 檔商品的實際失敗率大於理論失敗率，顯示實際風險值被低估，故本研究加入「外在流動性風險值」以及「內在流動性風險值」，並計算「流動性調整風險值」。而從總風險值數值可知，數值最高的是「鴻海」、最低者為「台股指數」，「臺灣金融指數」、「上証 50 指數」、「滬深 300 指數」、「宏達電」、「晨星電通」的風險值相對表現介於中間，觀察回溯測試結果，所有商品的實際失敗率等於理論失敗率，顯示「流動性調整風險值」較能合理評估整體風險。

接下來，在「熊證」的部分，共有 10 次的發行符合擷取條件，「傳統風險值」表現最大與最小者都是「台股指數」，顯示指數在不同投資時段可能面臨不一樣的風險值，其他指數包含「金融指數」與「上証 50 指數」則表現居中，觀察回溯測試結果，共有 6 檔商品的實際失敗率大於理論失敗率，由於實際風險值可能被低估，故本研究亦加入「外在流動性風險值」以及「內在流動性風險值」，並計算「流動性調整風險值」。由實證可知，總風險值表現最高與最低的也是「台股指數」，「金融指數」以及「上証 50 指數」則相對表現居中，進一步觀察回溯測試結果，所有商品的實際失敗率都等於理論失敗率，顯示風險值可被合理評估。

二、實證意涵與建議

(一) 學術意涵

相較於過去有關「牛熊證」的學術論文，例如 Lei (2015) 與 Cheung et al. (2011) 針對香港股市牛熊證進行之研究，以及林宜男與林蒼祥 (2007)、謝旻潔 (2012, 2014a, 2014b)、陳溢茂等人 (2014)、周元川 (2011)、李存修 (2011)、吳仁傑與任萱 (2011)、葉其葳與劉信芝 (2011)，分別都較著重於報酬的定量性研究，或投資環境與海外投資效益之比較，並未針對可能衍生的風險或風險值進行評估。另回顧臺灣的財務會計準則公報第三十六號公報的要求，以及較新的 IFRS7 針對流動性風險的計算與揭露，還有 BASEL III 針對流動性強制要求揭露與評估，均強調流動性風險管理的重要性。

相對 Bangia et. al. (1999, 2001) 就流動性調整風險值評估的觀點，學術研究似乎比實務觀點起步較早，故本研究依據 Bangia et. al. (1999, 2001) 的觀點，以「報酬率」以及「買賣價差率」做為實證變數，分別建構「傳統風險值」與「外在流動性調整風險值」實證模型，另以 Al Janabi (2008, 2011, 2012) 的觀點，以「內在流動性持有期間修正因子」做為實證變數，針對「內在流動性調整風險值」進行評估，建構一個比較完整的風險評估模式，了解「牛熊證」的風險現況，這是本次研究之重要貢獻。

(二) 管理意涵

由於「流動性調整風險值」均通過回溯測試，顯示該評估模式較優於「傳統風險值」的估計方式，因此，就「流動性調整風險值」的實證結果可知，在「牛證」的部分，「鴻

海」的風險值相對高於其他單一股票或台海其他的股價指數合約，而「台股指數」則相對最低。因此，對投資人而言，當預期證券價格上升，且預期價格會在一個觸及價格之前區間震盪時，若選擇操作的是「台股指數」，則可能遭逢的損失相對較低；若操作「金融指數」、「上証 50 指數」、「滬深 300 指數」，或特定跨境經營公司股票亦可避免承擔過度風險，然而，若操作「鴻海」，則可能面對較高風險。

在熊證的部分，「台股指數」的「流動性調整風險值」呈現不同操作時段，風險值可能升高或降低的問題，且震盪程度高於台海其他股票指數。因此，對投資人而言，當預期證券價格下降，且預期價格會在一個觸及價格之前區間震盪時，若操作「台股指數」則要慎選操作時段，方能避免遭遇過巨的損失；若操作「金融指數」或「上証 50 指數」，則可避免承擔過度風險。

(三) 後續研究建議

雖然，從發行之初至目前，「牛熊證」推出的相關商品並不在少數，但多數因交易活絡性不足，以及交易不足三個月而未納入。然而，在政府極力推動「金融進口替代」方案之下，「牛熊證」必可在既有基礎，吸引證券商願意掛牌更多商品，提供投資人進行交易。因此，期許後續研究者，若能收集到更多實證樣本，亦可延續本研究之實證，擴大「流動性調整風險值」議題在「牛熊證」的可解釋範圍。

參考文獻

- 李存修（2011），「認購（售）權證市場之發展 - 兼論牛熊證之特性與操作策略」，《證券櫃檯》，154，31-42。
- 吳仁傑、任萱（2011），「牛熊證 - 投資與風險」，《證券櫃檯》，154，43-50。
- 沈大白、楊佳寧、黃于珍（2002），「流動性風險之衡量」，《貨幣觀測與信用評等》，37，115~127。
- 周元川（2011），「牛熊證介紹」，《華南金控》，104，18-21。
- 林宜男、林蒼祥（2007），「牛熊證在我國上市之研究」，《臺灣證券交易所委託專題研究》。
- 陳溢茂、林師模、黃健銘與廖汶釗（2013），「開放以黃金為權證 / 牛熊證標的之可行性研究」，《證交資料》，619，16-25。
- 絲文銘、范心慈（2012），「臺灣股票流動性調整風險值之計算」，《貨幣觀測與信用評等》，95，78-91。
- 黃子耘（2015），「F 股上市後之財務績效表現」，國立中正大學財務金融研究所碩士論文。
- 葉其葳、劉信芝（2011），「香港經驗與臺灣牛熊證」，《證交資料》，590，68-74。
- 謝旻潔（2012），「牛熊證商品介紹」，《證券暨期貨月刊》，30，17-28。
- 謝旻潔（2014），「輕槓桿投資工具之展延型牛熊證」，《證券暨期貨月刊》，32，14-21。
- 謝旻潔（2014），「輕槓桿投資工具 - 展延型牛熊證」，《會計研究月刊》，346，46-51。
- Acharya, V. and L. H. Pedersen（2005），“Asset pricing with liquidity risk,” *Journal of Financial Economics*, 77, 375-410.
- Al Janabi, M. A. M.（2008），“Commodity price risk management: Valuation of large trading portfolios under adverse and illiquid market settings,” *Journal of Derivatives and Hedge Funds*, 15, 15-50.
- Al Janabi, M. A. M.（2011），“A generalized theoretical modelling approach for the assessment of economic-capital under asset market liquidity risk constraints,” *Service Industries Journal*, 31, 2193-2221.
- Al Janabi, M. A. M.（2012），“Optimal and coherent economic- capital structures: evidence from long and short-sales trading positions under illiquid market perspectives,” *Economic Modelling*, 40, 369-381.
- Amihud, Y. and H. Mendelson（1986），“Asset pricing and the bid-ask spread,” *Journal of Finance Economics*, 17, 223-249.
- Bangia, A., F. X. Diebold, T. Shuermann and J. D. Stroughair（1999），“Modeling liquidity risk, with implication for traditional market risk measurement and management,” Working Paper, The Wharton School, University of Pennsylvania.
- Bangia, A., F. X. Diebold, T. Shuermann and J. D. Stroughair（2001），“Modeling Liquidity Risk, with Implications for Traditional Market Risk Measurement and Management,” In *Risk Management: The State of the Art*, edited by Figlewski, S. and Levich, R. M., 3-13. The New York University Salomon Center Series on Financial Markets and Institutions 8. Springer US.

- Bollerslev, T. R. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity," *Journal of Economics*, 31, 307-327.
- Cheung, Y., Y. H. Cheung, A. W. W. Wong and A. T. K. Wan (2011), "A trading strategy based on Callable Bull/Bear Contracts," *Pacific-Basin Finance Journal*, 18, 186-198.
- Cosandey, D. (2001), "Adjusting value-at-risk for market liquidity," *Risk*, 17, 15-18.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica*, 50, 987-1007.
- François-Heude, A. and O. Yousfi (2004), "On the liquidity of CAC 40 index options market," *Journal of Derivatives & Hedge Funds*, 20, 177-198.
- Giot, P. and J. Grammig (2006), "How large is liquidity risk in an automated auction market?" *Empirical Economics*, 30, 867-887.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1987), "A tests for normality of observations and regression residuals," *International Statistical Review*, 55, 163-172.
- Jobst, A. A. (2014), "Measuring systemic risk-adjusted liquidity (SRL) —A model approach," *Journal of Banking and Finance*, 45, 270-287.
- Jorion, P. (2006), "Firm value and hedging: Evidence from U.S. oil and gas producers," *The Journal of Finance*, 61, 893-919.
- Kim, S. C. H. and K. H. Lee (2014), "Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures," *Journal of Empirical Finance*, 25, 112-133.
- Kupiec, P. H. (1995), "Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models," *Journal of Derivatives*, 3, 73-84.
- Kyle, A.S. (1985), "Continuous auctions and insider trading," *Econometrica*, 53, 1315-1335.
- Lawrence, C. and G. Robinson (1995), "Liquidity, dynamic hedging and value-at-risk," *Risk Management for Financial Institutions Paper*, 63-72.
- Lei, A. C. H. (2015), "Price and volume effects of exchange-traded barrier options: Evidence from callable bull/bear contracts," *Journal of Futures Markets*, 35, 1042-1066.
- O' Hara, M. (1995), "Market Microstructure Theory," Cambridge: Blackwell Publisher Inc..
- Ourir, A. and W. Snoussi (2012), "Markets liquidity risk under extremal dependence: Analysis with VaRs methods," *Economic Modelling*, 29, 1830-1836.
- Papavassiliou, V. G. (2013), "A new method for estimating liquidity risk: Insights from a liquidity-adjusted CAPM framework," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 24, 184-197.

- Schwartz, R.A. (1988), "Equity Markets: Structure, Trading, and Performance," . New York: Harper and Row, Inc..
- Stange, S. and C. Kaserer (2011), "The impact of liquidity risk: A fresh look," International Review of Finance, 11, 269-301.
- Weiß, G. N. F. and H. Supper (2013), "Forecasting liquidity-adjusted intraday value-at-risk with vine copulas," Journal of Banking and Finance, 37, 3334–3350.

著作財產權同意書

本同意書人（即著作人）所作刊載於「臺灣銀行季刊」（第 卷第 期）中之_____一文，著作人享有著作財產權，同意於該文著作財產權存續期間，授與臺灣銀行重製權、散布權及公開傳輸權，享有在任何地點、任何時間以任何方式利用（包括但不限於數位方式出版、登載於臺灣銀行全球資訊網供外界參閱）或再授權他人利用該著作之權利，且臺灣銀行不需因此支付任何費用。

著作人擔保本著作係著作人之原創性著作，僅投稿「臺灣銀行季刊」，且從未出版過。若本著作之內容有使用他人受著作權保護之資料，皆已獲得著作權人（書面）同意，或符合合理使用規定於本著作中註明其來源出處。著作人並擔保本著作人未含有誹謗或不法之內容，且未侵害他人之權利。

若本著作為二人以上之共同著作，下列簽署之著作人亦已通知其他共同著作人，本同意書之條款，並經各共同著作人全體同意，且獲得授權代為簽署本同意書。

立同意書人（即著作權人之姓名）： (簽章)

身分證統一編號：

戶籍地址：

聯絡電話：

電子郵件信箱：

中華民國 年 月 日